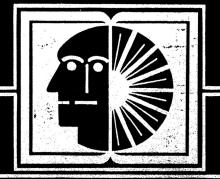


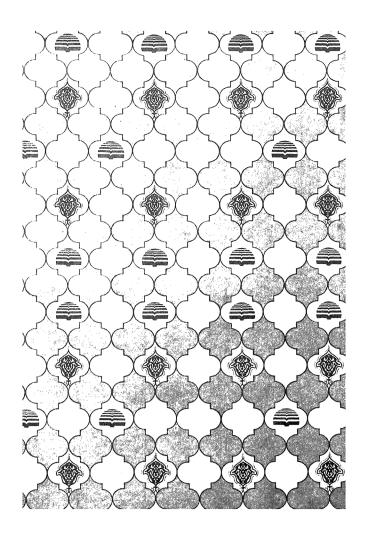
الاجِمت الاجِمار النفسِيِّ وَالاَجِمَاعِي وَالدَّبُوي

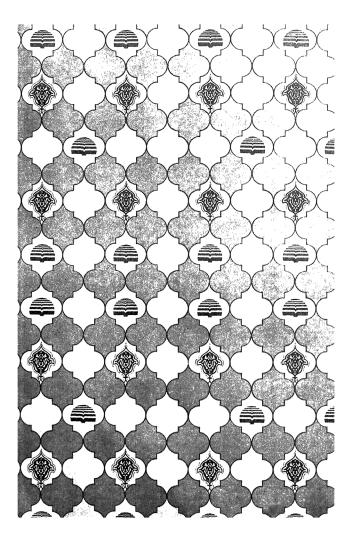
تأينن الت*كثوم و*دالسيدا بوالنيل



دار النحضة العربية







إهداءات ٢٠٠٤

أ بد/ محمود السيد أبو النيل القاهرة

الاجصكار داننسية والإجتماعي والتربوي -

# سُيلسالاً عبامالنغيس

# الاجماً ألاجماً عي والتربوي

ت أليف الدكتورتح مثود الشيداأبوالنييل أستاذ علم المنش كلية الآداب - جامدة عين شين روعي في هذا الكتاب مناسبته لمستوى طُلاب الأدبي بالجامعة الذين ليست لديهم خلفية في الرياضيات .

# محقوق الطبنع محفوظتة ١٤٠٧ هـ - ١٩٨٧ م



\*الإدارة: بيروت، شارع مدحت باشا، بناية كريدية، تلفون: ٣٠٣٨١٦/

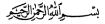
۳۱۲۲۱۳/۳۰۹۸۳۰ برتیاً:دانهضة،ص.ب ۲۱۹۷۹

بري: NAHDA 40290 LE تلكس : 29354 LE

المكتبة: شارع البستاني، بناية اسكندراني
 رقم ٣، غربى الجامعة العربية،

رقم ٣، غربي الجامعة العر تلفون: ٣١٦٢٠٢

#المستودع: بئرحسن، تلفون: ۸۳۳۱۸۰



# مقدمت الطبئته الخأميية

## الإحصاء كوسيلة وكتخصص وكتدريس في علم النفس والاجتماع والتربية

تحصل مقدمة الطبعة الخامسة من هذا الكتاب ذلك العنوان: 
«الإحصاء كوسيلة وكتخصص وكتدريس في علم النفس والاجتماع والتربية» 
وذلك للرد على كثير من الاسئلة والاستفسارات لدى الطلاب والباحثين في 
مجال علم النفس والاجتماع والتربية والتي تتركز حول كيفية تكوين القوانين 
في الإحصاء كقانون الانحراف المعياري أو معامل الارتباط أو مقاييس 
الدلالة الإحصائية من جهة، وتتركز من جهة أخرى حول فائدة تعلم الإحصاء 
بعد ظهور الكمبيوتر وانتشاره.

والجزء الأول من التساؤلات يثير مسألة على جانب كبير من الأهمية وهي الحدود القائمة بيسن تخصصات الأقسام العلمية في الجامعات، فالإحصاء كتخصص بواصل فيه الطالب دراساته العلميا مكانه المعاهد المختصة وكليات العلوم والتجارة والاقتصاد، أما كأسلوب وكتدريس فالأمر يختلف لأن الباحث في مجالات علم النفس والاجتماع والتربية لا يهمه من الإحصاء ما يهم المتخصص، فإذا كان المتخصص يدخل في مجال عمله إحداد وصياغة القوانين الإحصائية بأسسها الرياضياتية فإن الباحث النفسي والتربوي لا يهمه منها إلا أنها وسيلة توصله فقط لنتائج اختبار

فروض بحثه ولا يعنيه الأمر شيئاً أن هذا القانون بسطه كذا أو مقامه كذا أو جذره كذا أو مربع ذلك الرقم كذا. فهذه أشياء لا تدخل في نطاق تخصصه الرئيسي وهو دراسة السلوك الإنساني في سياق اجتماعي تربوي. والباحث النفسي والاجتماعي والتربوي هنا شأنه شأن مخطط البرامج في الحاسب الألى (الكمبيوتر) إنه يدخل بياناته بعد عمل البرنامج الخاص بتلك البيانات ويقوم بتشغيل جهاز الكمبيوتر دون أن يعنيه كيف تعمل الأجهزة الكهربائية حتى يصل إلى تلك النتائج لأن تلك مهمة المهندس الذي صمم الجهاز من الناحية الميكانيكية والكهربائية والناحية الالكترونية والذي يقع مكان تخصصه في تلك الأقسام العلمية بكليات الهندسة؛ بينما مخطط البرامج يقم مكان تخصصه في كلية العلوم والذي يمكن أن يواصل دراساته العليا بكلية العلوم بينما مهندس الكمبيوتر يمكن أن يواصل دراساته العليا في كلية الهندسة. إذا مخطط البرامج (كلية العلوم) يستعين بجهاز الكمبيوتر (كلية الهندسة) لإجراء المعالجات المختلفة على بياناته. كذلك الأمر بالنسبة للباحث النفسي والاجتماعي والتربوي فهو يستعين بالمعادلات الإحصائية التي توصل إليها المتخصصون في الإحصاء أو الإحصاء الرياضي لعمل المعالجات التي تتطلبها طبيعة بحثه.

أما بالنسبة للشق الآخر من التساؤل وهو الذي يختص بفائدة تعلم الإحصاء بعد ظهور الكمبيوتر و وجود برامج لكل العمليات الإحصائية فهذا التساؤل وإن كان طلاب الدراسات العليا في تخصص علم النفس يرددونه كل عام يدرسون فيه الإحصاء المتقدم فإنه من الممكن أن يكون تساؤلاً عاماً أيضاً لدى طلاب التخصصات الاخرى. والرد على ذلك يتضح في أننا نفترض أن باحثاً ما لا يعرف الإحصاء وتوفرت لديه بيانات عن عينة من الأفراد وتوفر له وضع فروض أو تساؤلات لأهداف بحثه وذهب بهذه البيانات إلى مخطط البرامج بالكمبيوتر فعاذا سيقول لذلك المسؤول ليفعله له في البيانات التي

حملها معه؟ ، أو ما هي اللغة المشتركة بينهما حتى يمكن أن يتم شيء بالحاسب الآلي؟ وباختصار ما الذي سيطلبه ذلك الباحث الذي لا يعرف الإحصاء من الكمبيوتر إذا كان لا يعرف أن هذه البيانات إذا كان الفرض المراد اختباره كذا فإن المعالجات التي يطلبها لتطبيقها على تلك البيانات هي كذا وكذا . . . إلخ .

هذا بالنسبة للإحصاء كوسيلــة وكتخصص وبقى الشق الأخيــر من العنوان وهو الإحصاء كتدريس، أي من يقوم بتدريس الإحصاء في أقسام علم النفس والاجتماع والتربية؟ في الحقيقة ومن واقع الخبرة الطويلة يفضل الـذي يجمع بيـن تخصص الإحصاء والتخصص في علـم النفس أو الاجتماع أو التربية ، لكن إذا لم يتوفر فمن الذي يفضل؟ وفي الحقيقة أيضاً ومن واقع الخبرة الطويلة والتي عايشها مؤلف هذا الكتاب يفضل المتخصص في علم النفس والاجتماع والتربيمة والملذى درس الإحصاء واستخدمها استخداماً طويسلاً تشبعُت بها أعمال. لأن خبرة هذه التخصصات من المتخصص في الإحصاء فقط كانت خبرة غير إيجابية ، فالمتخصص في الإحصاء يدرس الإحصاء دون أن يضفي عليها المعنى الليي تفرضه ضرورة المعرفة والفهم للسلوك الإنساني والبيئة الاجتماعية التربوية المحيطة به لأن ذلك الجزء الأخير لا علم ولا دراية له به لأنه ليس تخصصه ، فكيف حتى من أبسط الزوايـا يأتي بالأمثلــة المستمدة من حقول هذه التخصصات ليــربط بيــن الإحصاء وبين مكونات السلـوك من ذكـاء وإدراك وتنشئة اجتماعيـة وقيـم واتجاهات تربوية معينة. في الحقيقة كانت خلاصة تجربة هؤلاء المتخصصين شكوى من الطلاب وعدم عودة من المتخصص لتدريس الإحصاء مرة ثانية لوجود فجوة بينهما.

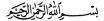
ولقد أنت هذه الطبعة. مزيدة ومنقحة إذ تم تنقيح كل الكتاب وإعادة صياغته، كما تم إضافة الكثير من التحاليل الإجصائية المفيدة كتحليل النباين من الدرجة الثانية ، وإضافة معادلتين أخريتين لدلالة النسبة المثوية . كما تم تقديم الكثير من التماريسن المحلولة في التحليل العاملي . وبالنسبة للارتباطات أضيف الانحدار وحساب الدلالة بيسن معاملات الارتباط، وبالنسبة للدلالة الإحصائية أضيفت حساب للدلالة بيسن المجموعات المرتبطة .

وفي النهاية لا ندعي أننا بمحتويات هذا الكتاب قد الممنا بأطراف الإحصاء المترامية فذلك يحتاج لمجلد آخر، كما أننا أردنا للباحث والطالب الا يقتصر إطلاعه على ذلك السكتاب فقط فهناك مئات من كتب الإحصاء بالعربية والأجنبية بها الكثير مما في هذا الكتاب والقليل الذي ليس فيه.

وفقنا الله وغفر لنا من السهو والخطأ راجيسن ممن يقرأ السكتاب أن يفيدنا، بملاحظاته وبتصويباته، فجل من لا يسهو أو يخطىء سبحانه وتعالى عما يصفون.

المؤلف

القاهرة ١٩٨٧ .



# مُقدّت الطبعة الثَّالثِّة (\*)

أقدم هذه السطيعة الثالثة من كتاب والإحصاء النفسي والاجتماعي وبحوث ميدانية تطبيقية؛ وهي طبعة مزيدة ومنقحة، وانتهز هذه الفرصة لأشكر زملائي بقسم علم النفس وتلاميذي من طلاب الدراسات العليا على معاوناتهم الطيبة في سبيل إحراج هذه الطبعة.

ولقد وجدت تغييراً بالصورة الحالية (\*\*) بدلاً من العنوان في الـطبعة الثانية ليتطابق ذلك مع ما جاء به من بحوث في الجزء الـرابع طبقت فيهاً المعالجات الإحصائية التي وردت في الأجزاء الثلاثة الأولى.

والله الموفق

المؤلف

 <sup>(</sup>ه) مقدمة الطبعة الرابعة كانت صورة طبق الأصل عن مقدمة الطبعة الثالثة (۱۹۸۰) دون أي تعديل بها. (المؤلف ۱۹۸۶).

<sup>(\*\*)</sup> والدَّى ظهر في الطبعة الثالثة وهو نفس العنوان الحالي.



# مُقدِّسة الطبعَة الثَّانيَة

يتاز كتاب دفي الإحصاء النفسى والاجتاعي ومعاير اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي، بثلاث خصائص لم تضعها في الاعتبار كتب الإحصاء بالمكتبة المصرية وهي الإيجاز، التمارين والتدريبات المحلولة، وأنه كتاب عملى.

قالإيجاز في الإحصاء (خاصة وأن الإحصاء تساعد الباحث في علم النفس وعلم الاجتماع على بحث الظواهر النفسية والاجتماعية) يوجه الباحث لما يفيده مباشرة ولا يجعله يتوه في دروب هو في غنى عنها، خاصة وأنه يفتقر لخلفية في الرياضيات والجبر وحساب المثلثات تلك العلوم التي تشكل أساس وضم قوانين الأحصاء.

أما التمارين والتدريبات المحلولة فيقصد منها تثبيت وتدعيم ما يتعلمه الطالب من قواعد وقوانين تتعلق بالمعالجات الإحصائية للبيانات.

كذلك فإننا أردنا أن يكون هذا الكتاب عملياً أو من نوع تلك الكتب التي يطلس عليها اسم Cook Book (\*) فشمل من الإحصاء الموضوعات الهامة والتي يشيع استخدامها باستمرار في البحوث والدراسات من ناحية

<sup>(\*)</sup> أنظر في ذلك كتاب:

Runyon-Haber, Fundsmental Behaviowral Statistics, Addison Comp. 1973.

ومن ناحية روعي التبسيط والسهولة والتسلسل في كيفية الوصول إلى النتائج .

وفي تقسيمنا للكتاب لثلاثة أجزاء راعينا التدرج في تقديمها فقدمنا في الجزء الأول مبادىء الإحصاء النفسي والاجتماعي وفي الجزء الثاني الإحصاء التطبيقي وفي الجزء الثالث الإحصاء المتقدم. وكان الأساس من هذا التقسيم هو المنهج الجامعي.

ويتناول الجزء الأول جمع المعلومات والبيانات ومصادر ووسائل جمعها وطرائق تفريغها وتصنيفها ومراجعتها ووضعها في جداول تكرارية كما يتضمن طريقة تمثيل هذه البيانات بالرسوم البيانية. وبعد ذلك يتناول هذا الجزء المتوسطات الحسابية ومقاييس التشتت والمعايير الخاصة بالدرجة المعيارية والمثين.

أما الجزء الثالث فيتناول معاملات الارتباط المتعلقة بمشاكل حساب الارتباط بين متغيرات كمية أو متغيرات كيفية أو هما معاً. ثم يعرض هذا الجزء لمقاييس الدلالة الإحصائية والتوزيع الاعتدالي وتعديل هذا التوزيع.

أما الجزء الثالث فيتناول معاملات الارتباط المتعلقة بمشاكل البحوث والتي تعاون الباحث في عزل المتغيرات وإبظال تأثيرها على النتائج كما تتضمن حساب الدلالة لأكثر من متغيرين أو حساب الدلالة للتوزيعات غير الاعتدالية كما يهتم بحساب دلالة النتائج التي تكون على شكل نسب مئوية . وأخيراً يهتم بعرض طرق التحليل العاملي .

هذا بالنسبة للإحصاء وقواعدها وخطوات حلها والتماريس المتعلقة بذلك. ولقد أردنا لهذه الطبعة من الكتاب (الثانية) أن تكون مختلفة عن الطبعة السابقة فأفردنا فيها عرضاً لبحوث تطبيقية استخدمت فيها الإحصاء بهدف إعداد معايير لمجموعة من اختبارات القدرات واختبارات الشخصية.

وهذا ما سيجده القارىء في الأجزاء الأخيرة من الكتاب مثل اختبارات الإبصار والتآزر والقوة العقلية في بحث والحد الأدنى السلازم للأداء والمعايير التاثية لاختبارات السائقين، وبحث والمعايير التائية لاختبار الشخه ية الإسقاطي الجمعي الذي قام المؤلف بترجمته وتطبيقه على البيئة المحلية.

والله الموفق.

المؤلف



الجسن الأولس

# أولاً جمع المعلومات وتصنيفها وتوضيحها بالرسم

#### تعريف بالإحصاء

إذا عرفنا «الإحصاء» بأنها القيمة أو السدرجة التي تعبر عن النتيجة النهائية للعمليات الرياضية التي تمثل العينة أو المجتمع الأصلي فلا بد أن نشر إلى وجود ثلاثة تطورات في تاريخ الإحصاء تستحق الذكر، الأول نظرية أخطاء القياس لجالتون . Galton F وآخرين عن تطبيق المفاهيم الإحصائية في العلوم البيولوجية، والثاني ما قدمه فيشر Fisher من صياغات وابتكارات نظرية، وأخيراً الكمبيوتر الذي أدى إلى تسهيل إجراء العمليات المعقدة.

والأصل في كلمة الإحصاء أنها مشتقة من اللفظ اللاتيني «ستاتوس» أو «ستاتو» والذي يستعمل بمعنى الدولة كما يستعمل أيضاً ليشير للمعلومات المتصلة بنظام الدولة ومؤسساتهما وأجهزتها المختلفة وأحوالها. وللذلك أطلق على الإحصاء اسم «ستاتستيسك» Statistic اليسدل على مجموعة المعلومات الخاصة بالدولة في وقت من الأوقات ثم انتهى به الأمرليدل حتى الأن على معانى عدة منها:

١ ـ جمع المعلومات التي تبين الأحوال والظروف في البلاد مثل.

أ \_ عدد المواليد والوفيات.

- ب ـ عدد الأذكياء وعدد الأغبياء كما تكشف عنهم اختبارات الذكاء.
   ج ـ المحاصيل الزراعية والفواكه.
  - د \_ عدد المتفوقين وعدد المتأخرين دراسياً .
    - هـ ـ التجارة الداخلية والخارجية .
  - و ـ عدد المرضى النفسيين وعدد الأسوياء في مجتمع ما.
    - ز \_ عدد المتعلمين وغير المتعلمين (الأميين).
    - ح \_ عدد المقبولين بناءاً على الاختيار المهني.
- ٢ ويعني بالإحصاء إلى جانب ما سبق أنه فرع من فروع العلم له أسلوبه
   وطريقته ومرضوعات المحث الخاصة به.

#### فوائد الإحصاء

وعلى هذا الأساس يقع على عاتق علم الأحصاء دراسة جميع نواحي الحياة في المجتمع. وبتوفر المعلمومات والبيانات الإحصائية المختلفة والمناسبة يستطيم الباحثون والمسؤولون:

- ١ ـ تفهم ومعرفة حالة البلاد بيسر وبسهولة.
- ٢ ـ تحديد احتياجات السكان من الغذاء والمساكن والمدارس والمصانع والوظائف.
- ٣ ـ الكشف عن النقط الضعيفة في التعليم أو الحالة الاقتصادية أو الخطرات
   التي تتبع في تربية الصغار وتعليمهم أو في محو أمية الكبار .
- ٤ تتمكن الدولة على أساس مثل هذه المعلومات من اتخاذ الإجراءات الكفيلة بتلافي أو إزالة أسباب الضعف أو تحسين الإحوال في الزمن المناسب.
- ٥ تمكن الباحث في مجال علم النفس من التنبؤ بالسلوك من خلال ما يجري

من معالجات إحصائية للبيانات التي تم جمعها عن أفراد عينة البحث. ونتيجة لكل ذلك نشأت النظم الإحصائية مع نشرء الدولة ووجودها على وجه الأرض. فمن أبسط الأمور مثلاً أن أي حكومة في أي زمن من الأزمان تحتاج إلى معرفة عدد القادرين من السكان على حمل السلاح وعلى الأزمان تحتاج إلى معرفة عدد القادرين من السكان على حمل السلاح وعلى أبسط الأمثلة التي تشير لأهمية الإحصاء كذلك ما قد يحدث في بعض البلاد ولعل الراعية من نقص في أحد محاصيلها الزراعية وما يترتب على ذلك من نقص في المواد الغذائية أيضاً، ففي مثل هذه الحالة تتحرك أجهزة الإحصاء والباحثون في هذا المجال لمعرفة حالة المحصول في المناطق الأخرى لكي يمكن عمل الإجراءات والخطوات اللازمة لتزويد سكان المناطق المصابة بالمواد الغذائية ولمنع ارتفاع أسعارها في نفس الوقت نتيجة النقص الذي المدرب المحصول. كذلك تهتم المدول المتقدمة بمعرفة خريسطة توزيس القدرات العقلية والذهنية بين أفراد شعبها ليتم من خلال هذا المسح العام توزيع المهنة والعمل المناسب لهم، وليتم أيضاً وضع كل فرد في المهنة والعمل المناسب لتفكيره وميوله، ويتم تجنيد الشباب البالغين فرد في المهنة والعمل المناسب لتفكيره وميوله، ويتم تجنيد الشباب البالغين

ويمكن أن ينطبق المثال السابق أيضاً على مشكلة الأمية. فلو حدث مثلاً إجراء تقييم لمبرنامج محو الأمية في إحدى القرى (وهو ضمن برنامج شامل لكل قرى الدولة بالطبع) وأشارت المعلومات المجموعة على أن مدى التحسن في محو الأمية يتضاءل شهراً بعد شهر وبتحليل تلك المعلومات وجد أن نقص وسائل الإيضاح السمعية والبصرية هو السبب في ذلك فإنه يمكن على الفور الاستفادة من هذه النتيجة بتعميم الوسائل السمعية والبصرية في فصول التعليم في كل القرى وهكذا.

كل منهم في السلاح المناسب لقدراته ومواهبه.

ومما سبق يتبيـن لنا بدون أدنى شك أن علــم الإحصاء قد نشأ ونما

وتوسعت صلاته بكل نواحي الحياة اليومية ليلبي متطلبات هذه الحياة من خلال إحصاء الدولة للبيانات الخاصة بالسكان وعددهم. وعلى مستوى الأفراد نجد في حياتنا اليومية أيضاً أن الفلاح والتاجر والصانع الحرفي يعتمد في نشاطه العملي اليومي على ملاحظاته الشخصية وعلى ما يسجله في كل لحظة، أو من حين لحين في نوتة جيبه من معلومات في شكل أرقام، وإذا كان أمياً لا يعرف القراءة أو الكتابة فإنه يعتمد على ذاكرته العقلية. ولكن بنشأة الصناعة والتجارة وتركزها في أماكن معينة لتخدم آلافاً من الناس لا أفراد صغيرة لا يمكن الاعتماد على هذه الوسائل البدائية التي يعتمد عليها الأفراد كالعامل والفلاح والتاجر. بل يتم إنشاء نظم للحسابات يتلوها إضافة الإحصاء إلى هذه النظم الحسابات يلامها فقط فوظيفة الحسابات القيام بحساب الحسابات ولا يلغيها ولكنه يكملها فقط فوظيفة الحسابات القيام بحساب نتائج النشاط الاقتصادي كبيع السلع المختلفة.

#### فوائد الإحصاء: الأمية كمثال

ومن خلال كل ما سبق نستطيع القول بأنه يمكن الاستفادة من الإحصاء في مجال الأمية كمثال وما يرتبط بها من مشكلات سكانية وذلك لأن الإحصاء (\*).

١ - تفيد في تنظيم وتوضيح الوضع بالنسبة للأمية في جميع البلاد العربية قبل
 و بعد تنفيذ التوصيات الخاصة بمحو الأمية والصادرة عن المؤتمرات التي
 يعقدها المهتم ن ببحثها ودراستها.

 <sup>(</sup>ه) عن محاضرة ألقاماً المؤلف في دورة الإحصاء التي عقدتها المنظمة العربية للعلوم (جهاز محو الأمية) في نوفعر ١٩٧٦ بمدينة بغداد عاصمة العراق للمسؤولين عن أجهزة محو الأمية في العالم العربي.

- ٢ ـ تفيد في توضيح ومقارنة نسبة الأمية في البلاد والدول المختلفة سواء أكان ذلك بشكل عام أو بشكل أكثر تخصصاً كان تتم المقارنة بين الذكور والأناث في كل بلد على حدة وفي كل بلد بالنسبة للبلاد الأخرى.
- ٣ ـ تفيد في عمل التقديرات الخاصة بعدد السكان في فترة زمنية لاحقة وذلك بالاعتماد على معدلات المواليد والوفيات واستخراج معدلات الزيادة السكانةي من ذلك. ومن خلال تلك التقديرات يمكن حساب نسبة الأميين إلى عدد السكان الذي تم الوصول إليه من هذه الدراسات الإحصائية.
- ٤ ـ لكي تتمكن الدولة من وضع الاحتياطات الكفيلة بمحو الأمية فإنه لا يتم لها ذلك بسهولة إلا من خلال معرفة أعداد الأميين في المناطق الجغرافية وذلك لتحديد مناطق انتشارهم لتخطيط وإعداد برامج محو الأمية ولا يتأتى ذلك كله إلا من خلال الإحصاء والمعالجات الإحصائية.
- باستخدام الأساليب الإحصائية في معالجة المعلومات التي تم جمعها
   عن السن التي يشملها الإلزام يمكن معرفة مدى التغير الذي حدث على
   مدى العمر الذي يشمله الإلزام في التعليم الابتدائي في مجموعة من
   الدول.
- ٦ ـ تساعد الإحصاء في معرفة الأسباب الشائعة والتي تتكرر مراراً وتقف وراء انتشار الأمية في البلاد.
- ٧ ـ باستخدام المعالجات الإحصائية للاستبيانات والإجابة عليها يتمكن الباحثون من تحليل ومعرفة مدى توفر السوسائل والمعينات البصريسة كالخرائط والمصورات في كتب محو الأمية ليمكن من خلال هذا التحليل معالجة النقص في هذه النواحي.

### ثانياً خطوات البحث الإحصائ*ي*

يمر البحث الإحصائي في عدد من الخطوات نجملها فيما يلي:

١ - تحديد المشكلة وحجمها.

٧ ـ تحديد البيانات الضرورية لإلقاء الضوء على طبيعة المشكلة .

٣ \_ وسائل جمع البيانات.

٤ \_ مصادر جمع البيانات.

٥ \_ العمليات القانونية لجمع البيانات.

٦ \_ دقة البيانات.

٧ - المراجعة الميدانية.

٨ ـ المراجعة المكتبية للبيانات.

#### ١ - تحديد المشكلة وأهميتها :

لا يجري بحث من البحوث لأي ظاهرة من الظواهر أو مشكلة من المشاكل إلا من خلال إحساس المسؤولين ، بل والباحثين أنفسهم بالآثار المشاكل إلا من خلال إحساس المسؤولين ، بل والباحثين أنفسهم بالآثار أنه والبشرية لهذه المشكلة التي تنتشر في أرجاء المجتمع . ويعني بذلك أنه كلما ازدادت المشكلة واستفحلت كلما شعر بها الناس وتحركت الأجهزة المعنية لدراستها .

و ياخذ مسار البحث تحديدان هما:

التحديد الأول: خاص بأهم مشاكل المجتمع التي يجب دراستها قبل غيرها ويتم ذلك عن طريق مقارنة المعلومات المتوفرة عن الخسائر التي تنتج عن كل مشكلة سواء كانت هذه الخسائر مادية أو بشريسة. ونوضح ذلك بالمثال التالي:

وطلب من أحد الباحثين أن يختار بين البدأ في دراسة ظاهرة رسوب التلاميذ في المرحلة الابتدائية ، أو في دراسة مشكلة العمال الصناعيين اللاين يقعون في الحوادث أي: سيكولوجية الحوادث. ولكي يختار بين أي من هاتين المشكلتين لدراستها ، يقوم أولاً بجمع البيانات والمعلومات الخاصة بالأموال التي تنفقها الدولة وتضيع هباءاً منثوراً في كل من هاتين الظاهرتين ، وعدد الأفراد والنسبة المثوية للذين يعانون منهما ، وتأثير كل ذلك في نهاية الأمر على المدخل القومي . وعلى أساس ذلك يستطيع الباحث تحديد المشكلة التي يبدأ بدراستها حسب النسبة المثوية للأفراد الذين يقعون فيها المشكلة التي يبدأ بدراستها حسب النسبة المثوية للأفراد الذين يقعون فيها المحتما ، والخسارة المادية التي تلحق بالمجتمع والمتمثلة فيما يتفق على التلاميذ من تعليم وخلافه .

أما التحديد الثاني: فيتعلق بتحديد عناصر المشكلة قبل بحثها لكي يعفي الباحث نفسه من الوقوع في الخطأ ومن أهم الجوانب التي يجب على الباحث القيام بها في هذا الصدد تحديد المفاهيم والألفاظ العلمية التي سيتم تناولها في البحث لأن ذلك من شأنه أن يبلور جوانب المشكلة التي سيتم دراستها في ذهن الباحث، وبذلك لا يكون هناك اختلافاً بين هذا الباحث وأي باحث آخر بالنسبة لتعريف مفاهيم البحث. ويجب أن تكون صياغة مفاهيم البحث في ملاحظتها أو قياسها أو تسجيلها، والمثال على ذلك ما أجري في بحث: أوضاع الأمية في البلاد العربية واستراتيجية مكافحتها، حيث جاء في تعريف الأمي في الجمهورية العراقة بأنه:

كل عراقي تجاوز الخامسة عشر ولم يتعد الخامسة والأربعين من عمره ولم يكن منتظماً باية مدرسة ولم يصل إلى المستوى الوظيفي.

وعلى الرغم من وضوح التعريف السابق وضوحاً تاماً إلا أن البحث قد حدد أيضاً المقصود بالمستوى الوظيفي الوارد في هذا التعريف بأنه:

أ .. القدرة على قراءة فقرة من مخطوط أو مطبوع بفهم .

ب \_ القدرة على كتابة قطعة إملاء كتابة صحيحة .

جـ ـ القدرة على التعبير الكتابي عن فكرة أو أكثر تعبيراً مفهوماً.

د ـ القدرة على قراءة الأعداد وكتابتها وإجراء العمليات الحسابية.

هـ \_ القدرة على تحسين عمله في مهنته .

و \_ القدرة على إدراك حقوقه وواجباته ليستطيع الإسهام في تطوير مجتمعه.

وبالإضافة لكل ما سبق فإن على الباحث في مجال محو الأميـــة أن يضع تحديدات لعلاقة بحثه هذا بالنواحي الآتية:

١ \_ التعليم الابتدائي.

٢ \_ حجم السكان .

٣ ــ مناهج محو الأمية .

٤ ـ وسائل الإعلام.

ه ـ المعلمون القائمون على محو الأمية . . . إلخ .

وبهذا يستطيع الباحث في مجال الأمية أن يحدد الحالات التي يجب دراستها لتحقيق الغرض من بحثه بحيث يقتصر في دراسته تلك على الأميين الذين ينطبق عليهم التعريف السابق.

والمثال الآخر عند دراسة موضوع كالذكاء Intelligence فعند بحث هذا الموضوع لا بدمن القيام بتحديد المقصود بالذكاء كأن يكون مثلاً القدرة على التعلم، أو القدرة على إدراك العلاقات، وتوضيح العوامل المرتبطة به من فطرة واكتساب أي العوامل الوراثية والبيئية. ويكون التحديد الإجرائي لمفوم الذكاء هو الأسلم للباحث وذلك بربط الذكاء بأداة قياسه فيعرف الذكاء بأنه: ما يقيسه اختبار الذكاء من نواحي كالمعلسومات والمفردات والمتشابهات والفهم ورموز الأرقام والاستدلالي الحسابي وذلك حسب ما جاء في مقياس وكسلر بلفيو للذكاء.

#### ٢ ـ جمع البيانات الخاصة بالمشكلة:

بعد تحديد الباحث لمفاهيم البحث الأمر الذي أشرنا إليه فيما سبق يقوم بتحديد المعلومات والبيانات التي سيتم جمعها لمعرفة أبعاد المشكلة و إلقاء الضوء عليها.

وبالنسبة لمشكلة كالأمية فإن الباحث عليه أن يوفر البيـانات الآتيـة ليستطيم دراسة هذه المشكلة:

- ١ ـ بيانات عن تعريف الأمى في تشريعات محو الأمية .
- ٢ ـ بيانات عن سن الأمي كما حددت في تشريعات محو الأمية .
- ٣ ـ بيانات عن وضع وتوزيع الأمية في البلاد والدول التي سيشملها بحثه.
  - ٤ \_ بيانات عن نسب الأمية بين (الذكور والإناث في مناطق البحث).
    - ه \_ بيانات عن تعداد السكان التقديري .
- ٦ بيانات عن أعداد الأطفال المقبولين في المدارس ونسبتهم إلى من في
   سن الإلزام.
  - ٧ \_ بيانات عن التسرب من التعليم الإلزامي .
  - بيانات عن التمويل وأوجه إنفاق الموازنة .
  - ٩ ـ بيانات عن الكتب الدراسية المستخدمة في محو الأمية.

وعن مشكلة أخرى كمشكلة العوامل النفسية المرتبطة بالوقوع في

#### الحوادث فإن على الباحث أن يوفر البيانات الآتية:

- ١ \_ بيانات عن الوقت الضائع نتيجة الحادثة.
- ٢ ـ بيانات عن أيام الغياب طوال وقت الإصابة .
- ٣ ـ بيانات عن الخسائر المادية التي لحقت بالآلات والمواد والتي كانت
   مستعملة وقت الحادث .
- ٤ ـ بيانات عن التعويض المادي الذي يصرف للعامل من هيئة التأمينات
   الاجتماعية.
- و ـ بيانات عن نفقات التدريب المهني الذي يتم للعمال الجدد بدلاً من العمال المصابين.
- ٣ بيانات عن أسباب الحوادث تؤخذ من بطاقة تحليل الحادثة والتي يجريها مشرف الأمن الصناعي وهذه البيانات مثل: عدم الانتباه والسرحان ـ التحدث مع الزملاء ـ التعب والإجهاد شدة درجة الحرارة ـ الأتربة والغازات ـ نقص الخبرة والتدريب ـ نقص الاستعداد والقدرة.
- ٧ ـ بينات خاصة بالمتطلبات العقلية والذهنية الخاصة بالعمل والتي تستخرج من استمارة تحليل العمل لاستخدام هذه المتطلبات في اختيار عمال جدد مناسبين للعمل.

#### ٣ ـ وسائل جمع البيانات:

#### أ ـ استمارة البحث :

يقوم الباحث بجمع البيانات الضرورية للبحث بإعداد مجموعة من الأسئلة توضع فيما يسمى باستمارة البحث، وهي الوسيلة التي يتم من خلالها جمع هذه البيانات. وتعتمد هذه الوسيلة علمى قيام الباحث بالاتصال الشخصي بالمبحوثين من أفراد العينة أي إجراء مقابلة شخصية معهم يوجه إليهم فيها الأسئلة التي باستارة البحث، ويتولى بنفسه ملء البيانات من واقع

ما يدلى به المبحوث من إجابات على الأسئلة التي في الاستمارة المخصصة لذلك وقد يرسل الباحث في بعض الأحيــان مندوبه للاتصال الشخصي بالمبحوثين.

ويلجأ الباحث عندما يتعدر الاتصال بالمبحوثين إلى أخذ عينة من دليل التليفون و إرسال الاستمارة إليهم بالبريد ليتم جمع المعلومات عن طريق التسجيل المذاتي، وفيها يترك للمبحوث أن يكتب البيانات الخاصة به في اسمارة البحث

وقد يقوم الباحث أيضاً بنشر واستمارة البحث، في مجلة من المجلات أو صحيفة من الصحف، وقد تعرض على المبحوث عن طريق التليفزيون (\*) أو السينما وبعد الإجابة على الأسئلة يقوم المبحوث بإرسال البيانات إلى عنوان الباحث أو المؤسسة التي تقوم بالبحث عن طريق البريد أو عن طريق مندوبين يمرون على الناس في منازلهم (\*\*).

وفي بعض الأحوال يمر الباحثون على منازل وبيوت المبحوثيين من أفراد العينة ويتركون لهم اسمارة البحث وبها التعليمات الخاصة بملء الاستمارة ليقوموا بأنفسهم بملئها ثم إرسالها بعد ذلك بالبريد إلى الجهة التي تقوم بإجراء البحث.

#### مزايا وعيوب الطرق السابقة:

وبطبيعة الحال فإن لكل طريقة من السطرق السابقة الخاصة بجمع البيانات مزايا وعيوب. فقيام الباحث بنفسه بتوجيه الاسئلة للمبحوث تمكنه

 <sup>(</sup>ه) كما يحدث في الاستثناء الذي تجريه الإذاعة سنوياً للتعرف على رغبات الجمهور وآرائهم بالنسبة ليرامجها.

<sup>(</sup>هه) كما يحدث في التعداد العام للسكان حيث يتم فيه حصر بيانات تستخدم في التخطيط لوضع حلول لمشاكل الجماهير.

من أن يوضح ما يريد المبحوث أن يستفسر ويسأل عنه. عندما يلتبس عليه الأمر بالنسبة لاحد الألفاظ أو لأحد العبارات، وبشرط أن لا يؤثر هذا التوضيح في المبحوث فيجعله يغير رأيه الأصلي. أما طريقة التسجيل الذاتي أي قيام المبحوث نفسه بالإجابة على أسئلة الاستمارة فهي تعتبر من الناحية الاقتصادية أقل نفقة من طريقة الاتصال الشخصي، كما أنها بالإضافة لذلك تعطي الفرصة للمبحوث بأن يقوم بالإجابة على الأسئلة بدقة تامة لتوفر الوقت الملازم لذلك، وفي نفس الموقت فإن هذه السطريقة تلغي تأثر المبحوث بالباحث عند الإجابة على بعض الأسئلة الحساسة والتي تمس حياته الشخصية المخاصة، مثل إدمان المخدرات، أو العلاقات الأسرية أو النواحي الجنسية. لكن من عيوب هذه الطريقة أن بعض المبحوثين قد لا يجيبون على أسئلة الاستبيان أو يرسلون إجاباتهم إلا بعد انتهاء إجراء التحليلات الإحصائية للبحث مما يترتب عليه أن لا تكون لإجاباتهم أية قيمة، هذا إلى جانب أن هذه الطريقة قد لا يمكن تعميمها في الدول التي تتشر فيها نسبة الأمية.

أما طريقة الاتصال الشخصي فهي إلى جانب ما سبق تمتاز بأنها تستخدم مع المتعلمين وغير المتعلمين لأن الباحث هو الذي يقوم بقراءة السؤال وما على المبحوث إلا أن يجيب على السؤال ويقوم الباحث مرة أخرى بتسجيل إجابة المبحوث كتابة، كما أن الباحث في هذه السطريقة يستطيع أن يسجل رأيه وانطباعاته وملاحظاته عن طريقة وأسلوب المبحوث في الإجابة ومدى تعاونه وإجابته على الأسئلة بجدية أم لا.

#### ب \_ الملاحظة :

تستخدم الملاحظة أيضاً في جمع المعلــومات والبيــانات الخاصة بالبحث ــوتعتبر الملاحظة أول مرحلة من مراحل البحث الإحصائي وتتلخص الملاحظة في القيام بجمع المعلومات الإحصائية اللازمة لاتخاذ أي قرار. وتجري الملاحظة طوال الوقت أو عقب حدوث الظاهرة مثل تسجيل المواليد والوفيات والنزيجات وحالات الطلاق ولكي يكون تسجيل الملاحظات مضبوطاً ودقيقاً يجب أن تتوفر مجموعة من الشروط مثل:

١ ـ يجب أن يتم التسجيل في الوقت المناسب فيسجل الحدث أو الظاهرة التي حدثت فور حدوثها حتى لا يمر وقت طويل بين وقوع الظاهرة وبين تسجيل الملاحظة الخصة بها إذ يترتب على عدم توفر هذا الشرط تسجيل ملاحظات غد وقيقة .

 ٢ ـ يجب إلزام الأفراد الذين تتوفر لديهم البيانات أو تحدث بينهم الظاهرة بتسجيل هذه البيانات فمثلاً يجب على الأباء أن يقوموا بتسجيل مواليدهم الجدد فور حدوث ذلك.

٣ ـ يجب توفر مراكز تسجيل هذه الأحداث في جميع أرجاء البلاد لتوفير
 وتسهيل عملية التسجيل على المواطنين.

وهناك نوعان من الملاحظة: الملاحظة المقصودة العلمية والملاحظة غير المقصودة الطارثة أو العابرة وأوجه الاختلاف بين هذيبن النوعيين من الملاحظة يتمثل فيما يلي:

١ - تستخدم في الملاحظة العلمية المقصودة الأجهزة والأدوات العلمية كتلك التي تستخدم في ملاحظة سلوك الأطفال أو في تقييم برامج محو الأمية. والجهاز المستخدم في الملاحظة وشائع في مثل هذه الحالة هو الشاشة ذات الوجه الواحد هذا في حين أن الملاحظة غير المقصودة لا تستخدم فيها أجهزة أو أدوات.

٢ ـ في الملاحظة العلميــة يحدد الباحث هدفه منذ البدايــة ويحدد أيضاً

البيانات والمعلومات التي يرغب في القيام بجمعها أما في الملاحظة غير المقصودة فهي تكو ن ملاحظة عابرة.

٣ ـ تسير الملاحظة العلمية على مدى خطوات محددة ومعروفة منذ البداية
 تتضمن جمع دقائق وتفاصيل الحدث.

يقوم الباحث في الملاحظة العلمية \_ كما سبق أن بينا \_بتدوين ملاحظاته
 أولاً بأول حتى لا تتأثر البيانات بعامل النسيان .

ويضاف لهذين النوعين من الملاحظة (المقصودة أي العلمية وغير المقصودة أي العابرة) نوع ثالث من الملاحظة يستخدم في جمع البيانات تسمى بالملاحظة الميدانية وهي الملاحظة التي يستخدمها الباحث لمعرفة تقالد وقيم وعادات وطرق التربية في الأسر المختلفة، حيث ينتقل الباحث بنفسه إلى هذه الأسر ويقوم بتسجيل ملاحظاته في البيئة نفسها.

والباحث في دراسته الميدانية يعتمد على الملاحظة أي ملاحظة سلوك الأفراد أو الجماعة التي يقوم بدراستها في المجال الذي يعيش فيه هؤلاء الأفراد أو تلك الجاعة. والباحث في هذه الحالة قد يستخدم ميزاناً لتقدير Rating Scale ملاحظاته Observations . فإذا أراد مثلاً دراسة السلسوك المعدواني لذي مجموعة من الأطفال فإنه يستخدم الميزان الآتي:

التعليمات: ضع علامة / تحت الصفة التي ترى أنها تنطبق على الطفل:



وهو يستطيع من خلال هذا الميازان أن يحول الأوصاف اللفظية (ليست عندهم استجابات عدوانية عدوانيون شديدوا العدوان) إلى أرقام وقيم كمية (١-٢-٣) يمكن إخضاعها للمعالجات والتحليلات الإحصائية.

#### جـ الوسائل الموضوعية:

كاختبارات الذكاء والشخصية وليس مجال الكلام عنها هنا.

#### ٤ \_ مصادر جمع البيانات:

يتفق جميع البلحثون والإحصائيون على أن هناك مصدران أساسيــان يستخدمان في جمع البيانات الخاصة بأي بحث من البحوث وهما:

أ ـ المصدر التاريخي.

ب\_ المصدر الميداني.

#### أ.. المصدر التاريخي:

وتنقسم المصادر التاريخية إلى قسمين القسم الأول يطلق عليه اسم المصادر الأولية، والقسم الثاني يطلق عليه اسم المصادر الثانوية، وتتمثل المصادر الأولية في المصادر التي تقوم بنشرها نفس الهيئة التي قامت بجمع البيانات وأشرفت على هذا الجمع. أما المصادر الثانية فهي نفس البيانات السابقة المجموعة عن المصادر الأولية لكن قامت بعرضها هيئة أخرى غير التي قامت بجمعها، وكان يتم كذلك عرض هذه البيانات في أحد الكتب أو المؤلفات العلمية أو المجلات أو الدوريات أو الاستشهاد بها في الأبحاث.

#### ب - المصدر الميداني:

ويقوم فيه الباحث بإجراء بحثه في الميدان الذي تتم فيه الـظاهرة أو الــذي يحدث فيــه الحدث، ويلجأ الباحث لذلك عندما لا تفيـــد المصادر التاريخية في الحصول على البيانات الخاصة بموضوع البحث أو حين لا تكفى هذه البيانات بالغرض الذي يهدف إليه البحث.

٥ - الشروط الواجب مراعاتها في جمع البيانات:

يراعى في جمع البيانات عدة شروط منها:

#### أ ـ دقة جمع البيانات:

- ١ ـ يجب على الباحث أن يتأكد من أن العينة التي تم جمع البيانات عنها قد
   تم اختيارها طبقاً للشروط والقواعد المعمول بها في اختيار العينات.
- ٢ ـ على الباحث أيضاً أن يتأكد من دقة عملية المراجعة التي أجراها المختصون على المعلومات التي تم جمعها وخاصة ما يتعلق بالجدولة والطبع وعمل الرموز اللازمة.
- " تأكد الباحث من توفر شروط إعداد الاستمارة ومن صحة صياغة الأسئلة
   الموجهة للمحدثين
  - ٤ ـ التأكد من عدم تحيز الأسئلة .
  - ٥ \_ التأكد من تدريب جامعي البيانات تدريباً كافياً.
- عند استخدام المصادر الثانوية يجب التاكد من مطابقتها للمصادر الأولية
   وعدم وجود أخطاء أو تغيير بها

#### ب ـ مراجعة البيانات:

لكي يتوفر إجراء البحث في ظروف سليمة ومضبوطة وعلمية لا بد من القيام بعمل مراجعة للبيانات التي تم جمعها. ويتم ذلك على النحو الآتي:

١ ـ تتم مراجعة الإجابات الخاصة بالمبحوثين وذلك لاستكمال الإجابات

- على الأسئلة التي نسي المبحوث الإجابة عليها وذلك بإعادة الاستمارة إليه لملئها مرة ثانية .
- لا ـ اكتشاف ما في البيسانات من أخطاء غيسر متعمدة مثل عمر المفحوص
   والذي يتم معرفة صحته بطرح تاريخ الميلاد من تاريخ الاختبار.
- عمل الإجراءات أو العمليات الحسابية المطلوبة والتي لا يمكن تكليف المبحوث القيام بها.
- قد يؤجل الباحث القيام بملأ بعض البيانات أمام عينة البحث ولذلك لا بد من مراجعة الاستمارة لكتابة مثل هذه البيانات وذلك ليسهل عمل جداول معالجة بيانات البحث.
- إذا كان سيتم معالجة البيانات عن طريق الحاسب الالكتروني فإنه يلزم
   عمل الإجراءات التي تسبق مثل هذه المعالجات فتراجع الاستمارة
   لإعطاء بياناتها المختلفة الرموز والعلامات الخاصة بذلك ليسهل على
   معدى برامج الكمبيوتر عمل التثقيب اللازم للكروت.

#### ٦ ـ عينة البحث:

كلما استند الباحث في اختياره لعينة بحثه على الأسس العلمية السليمة في اختيار العينات كلما توصل لنتائج موضوعية تعكس بصورة واقعية المشكلة موضوع البحث وتشخص أبعادها تشخيصاً دقيقاً بحيث يمكن تقديم الحلول المفيدة. وبصورة عامه فإنه يقصد بالأساس العلمي أن تكون البينة التي سيتم إجراء البحث عليها مراعياً فيها خصائص المجتمع الأصلي وبالنسب المتعارف عليها فيما يتعلق بكل خاصية من هذه الخصائص: كالسن بفئاته المختلفة، والجنس (ذكور - إناث)، ودرجة التعليم من أمي حتى التعليم العالي، والريف والحضر والأماكن القريبة والأماكن البعيدة، والمهن المختلفة.

٧ - استخدام الاستبيانات كأداة أساسية لجمع البيانات والمعلومات.

## أ ـ تصميم الاستبيان:

بعد أن يقوم الباحث بتحديد مفاهيم بحث وبتحديد البيانات والمعلومات التي ستتضمنها دراسته يعمل على إعداد استبيان يتكون من مجموعة من الأسئلة تدور حول هذه البيانات والمعلومات (كالعمر ودرجة التعليم والمستوى الاقتصادي الاجتماعي والحالة الزواجية والمسكن والملبس وأسباب الحوادث وأسباب الأمراض النفسية . . . إلخ) ويوجه هذه الأسئلة لافراد عينته من المبحوثين .

وعملية القيام بتصميم الاستبيان تتطلب من القائم به دراية وخبرة بالعلوم التي تهتم بدراسة سلوك الإنسان كالتفكير والانفعال والاتجاهات والميول وهذه العلوم هي: علم النفس وعلم الاجتماع وعلم النفس الاجتماعي والقياس النفسي. . . إلخ وبالإضافة لدراسته لتلك العلوم السابقة لا بد أن يتدرب في أحد الهيئات العلمية المعترف بها على القيام بإعداد وتصميم الاستبيان.

وفي إعداد الباحث للاستبيان لا بدأن يضع في اعتباره أن تكون صورة الاستبيان صادقة حتى تثير اهتمام المبحوث وتجذبه لمل البيانات معا يترتب على ذلك في نهاية الأمر تيسير مهمة الباحث نفسه . ويلجأ كثير من الباحثين إلى أن يرفقوا بالاستبيان قائمة بها تعليمات الاستبيان وتعريفاً بالموضوعات والمفاهيم التي تساعد الباحث والمبحوثين في نفس الوقت إلى مل الاستمارة ملئاً صحيحاً دقيقاً . وقد تتضمن القائمة إلى جانب ما سبق ما ياتي من نواحى:

- ١ ـ الغرض من البحث .
- ٢ ـ الجوانب والموضوعات التي تتناولها الأسئلة.

- ٣ ـ الأفراد القائمون بجمع البيانات.
- الباحثون المحللون لنتائج البحث.
  - ٥ ـ تاريخ وفترة جمع البيانات.
- ب النواحي التي تراعى في تصميم الاستبيان .

#### ١ ـ السهولة وعدم الغموض:

أي يجب أن تكون الألفاظ والكلمات والعبارات أو الجمل الموجودة في السؤال بسيطة وسهلة ومعروفة وليست غريبة أو غامضة بالنسبة للأفراد الذين يطبق عليهم البحث. وعلى سبيل المثال لا يجب أن تشتمل أسئلة الاستبيان الذي يطبق على منحوثين يعيشون في المدينة على ألفاظ وكلمات شائعة في الريف كما أنه لا يجب كذلك أن تتضمن أسئلة الاستبيان الذي يطبق على مبحوثين يعيشون في الريف على كلمات وألفاظ شائعة في المدنة.

ومن الأسئلة الغامضة سؤال الباحث لأفراد عينة البحث عن رأيهم في وصول الأمريكان للمريخ؟ فإن الباحث في هذه الحالة سوف يجد في إجابات الأفراد عند تفريغه لها أن الإجابات ستكون عامة وعلى النحو الآتي:

هاثل - رائع - جميل - عظيم - أحمد أحمدات التماريخ - اختراع من الاختراعات العلمية - تقدم علمي - نصر للأمريكان والمعسكر الغربي .

أما لو قدم الباحث وصاغ السؤال بصياغة محددة كأن يكون السؤال السابق على النحو الآتي:

دإن وصول الأمريكان للمريخ قد قلل من احتمال قيام الحرب ـ ما
 رأيك في هذا؟».

أجب على السؤال السابق بوضع علامة ⁄ع صح أمام أحد العبــارات الآتية التي تعبر عن رأيك؟

(أ) موافق

(ب) غير موافق

( ج.) محاید

#### ٢ ـ عدم التحيز:

أي يجب أن لا تتضمن أسئلة البحث عبارات أو ألفاظ من شأنها أن تجعل المجيب على السؤال متحيزاً عند إجابته عليها. كالسؤال الموجم للطلبة عن رأيهم في الامتحانات وإلغاء هذه الامتحانات وكالسؤال الموجه للمسلمين عن رأيهم في الإسلام والإجابة على السؤالين معروفة مسبقاً.

# ٣ - تجنب الأسئلة التي تؤدى للإيحاء:

وهي الأسئلة التي تتضمن في نفس الوقت الإجابـة عليهــا كأن يوجــه للمبحوثين السؤال الآتي :

«هل تريد العمل في العراق وهي البلد الشقيق؟».

أو «هل تغيبت عن العمل بسبب ذهابك للطبيب؟».

ويلاحظ على السؤالين السابقين أنهما لم يتيحا للمبحوث سوى احتمال واحد للإجابة أي الإيحاء إليه بإجابة معينة ومسن الأفضل أن تتعدد الاحتمالات لكي تتعدد بالتالي الإجابات. كذلك من المحتمل أن يتلخل الإيحاء في الأسئلة إذا وجهت للمبحوثين في فترة معينة من الزمن تكثر فيها حوادث الطائرات وكثرة عدد الموتى في هذه الحوادث فيوجه السؤال الآتي في الاستبيان:

«ما رأيك في السفر بالطائرات؟».

#### ٤ - تجنب توجيه الأسئلة الحساسة التي تمس الحياة الخاصة للفرد:

وهي تلك الأسئلة النبي تدخل في صميم العلاقات الشخصية والاجتماعية للمبحوثين وتعتبر تدخلاً أو تطفلاً على هذه العلاقات. وهذه الأسئلة تتناول النواحي الآتية:

العلاقات الجنسية \_ العلاقات النسمائية \_ تعاطمي المخمدرات أو المسكرات \_ الأجور والدخل.

ويمكن للباحث إعداد أسئلته بطريقة غير مباشرة لكي يستسطيع المفحوص الإجابة عليها دون تكليف أو إحراج. كما يمكن أن يوجه أسئلته للمبحوث بعد أن تتم الألفة بينهما.

و إلى جانب النواحي السابقة هناك جوانب أخرى يجب أن تراعى عند عمل الاستبيان مثل: أن تكون أسئلة الاستبيان هي تلك الاسئلة الضرورية ويجب تجنب وجود أسئلة لا لزوم لها.

#### جـ مراجعة الاستبيان قبل التطبيق:

يراعى قبل الاستخدام النهائي للاستبيان ما يلي:

- ١ ـ مراجعة أسئلة الاستبيان قبل تطبيقها بإجرائها على مجموعة من المبحوثين تتفق في خصائصها ومواصفاتها مع أفراد البحث النهائي وذلك للتأكد من مناسبة الأسئلة واحتمال القيام بحذف أو إضافة أو توضيح بعض الأسئلة بعد هذه المراجعة.
- ٢ ـ مراجعة دراسة الباحثين للاستبيان دراسة شاملة بحيث يكونوا عارفين
   معرفة تامة بالتعليمات التفصيلية.
- ٣ ـ يجب على الباحثين أن يواجعوا صحة تسجيل البيانات في الإستبيان
   وذلك من ناحية شمول التسجيل لجميع البيانات المطلوبة ومن ناحية

اكتمال ملء بطاقة الاستبيان والصفحة الحسابية للتسجيل.

عند مراجعة الاستبيان لا يعرض تصحيح الأخطاء المكتشفة بتصحيح ما هو واضح أنه خطأ أو بواسطة إعادة التسجيل. ويتبين الخطأ عندما يكون أحد المبحوثين قد أجاب على السؤال الخاص بالحالة الزواجية في الخانة الخاصة بالعمر. أو عندما تكون وظيفة المبحوث مدرساً أو مهندساً ونجده قد وضع في خانة السن (٥) سنوات فقط ومن الواضح أن الرقم الصحيح هو (٥٠) عاماً وأن المبحوث قد نسي وضع الصفر. ومن الواضح أنه يترتب على عدم مراجعة الاستبيان إلى زيادة أو نقص المعلومات المسجلة على حد سواء.

#### د - تفريغ البيانات:

لا يمكن للباحث أو الدارس أن يفهم شيئاً من الاستبيانات قبل تفريغها لأنه بدون ذلك لن يتسنى له دراستها أو استخلاص النتائج أو تحليلها بالطرق الإحصائية المعروفة، وتفسيرها من خلال الدراسات الاجتماعية والاقتصادية والنفسية.

ولذلك فلا بد من أن يقوم الباحث بتجميع هذه البيانات المتناثرة المختلفة في شكل كلي متكامل بحيث يستطيع الباحث بمجرد النظر إليها استخلاص الحقائق التي يهدف إليها أساساً من إجراء البحث.

ويقوم الباحثون عادة بعد مراجعتهم للاستمارة من جميع الـزوايا وتأكدهم من صحة ما جاء بها بتفريغ المعلومات الموجودة في الاستبيانات في جداول التفريغ الخاصة بذلك.

مثال: تضمنت أحد أسئلة استبيان من الاستبيانات هذا.السؤال:

«كم عدد الأميين في القرية؟»

وتم توجيه هذا السؤال للمسؤولين في ٩٥ قرية من قرى مصر فكانت الإجابة على هذا السؤال في كل القرى هي تلك الأرقام:

4.8	774	7.4	٥٣٥	199
***	١٨٣	144	700	444
٤١٧	4.4	444	***	١٨٨
414	178	400	144	719
173	107	797	۲۱	777
**1	17	440	771	4.4
4.0	719	727	**7	1 . £ 4.
747	100	٤٥	***	<b>YY</b> 0
717	1 77	174	771	107
***	177	150	٣.,	۸٧
*.	٣٣	٥١	١	*•٧
107	144	177	717	144
٨٥	۲1.	174	184	197
11.	74.	411	۱۸٦	***
***	747	101	401	££Y
0.4	124	711	1441	444
199	441	174	727	***
٥١٠	**1	404	440	4.5
70.	* * *	7.7	11	***

وواضح أنه على الرغم من قيام الباحث بتفريغ هذه البيانات من الاستبيان إلا أنه لا يكتمل فهم هذه الأرقام إلا بتجميعها ووضعها في جداول على شكل مجموعات وذلك على النحو الآتي:

عدد القرى «التكرارات»	فثات عدد الأميين
٩	١٠٠ فما أقل
77	من ۱۰۱ ـ ۲۰۰
٤٠	من ۲۰۱ نه ۳۰۰
٨	من ۳۰۱- ٤٠٠
ŧ	من ٤٠١ ـ ٥٠٠
٨	٥٠١ فما فوق
10	المجموع

# ثالثاً القيم وأنواعها

والباحث على النحو الذي رأيناه في الملاحظة (أرجع للملاحظة كوسيلة من وسائل جمع البيانات) يعطى لكل صفة من الصفات درجة من الدرجات فوجدناه يعطي لشدة العدوان ثلاث درجات، وللعدوان درجتان، وعدم وجود المدوان درجة واحدة، وهذه الدرجات في حد ذاتها تعتبر قيماً Values تخضع للمعالجة الإحصائية.

كما أن الباحث في الدراسات الميدانية أي الدراسات التي يعتمد فيها على مصادر ميدانية قد يستخدم أحد مقاييس الدكاء لو كان بصدد دراسة الفروق في مستوى الذكاء بين البنين والبنات مشلاً، أو قد يستخدم أحد الاختبارات التي تقيس سمات الشخصية مثل القلق Anxiety أو الاكتشاب الصواحة كو كان بصدد دراسة موضوع مثل العصاب Neuroses وعلاقته بالتوافق المهني في الصناعة. والباحث في كل هذه الأحوال يحصل على درجات كمية Rew Score بالنسبة لكل فرد من الأفراد هي بمثابة درجات خام Raw score لأنها لم تخضع للتحليل الإحصائي Statistical درجات خام analysis الذي سيتبين في الأجزاء القادمة من الكتاب، ففي حالة استخدام اختبار الذكاء يحصل الفرد على درجة تسمى نسبة الذكاء خام كما أسلفنا.

#### ١ ـ القيم المتصلة:

وتسمى مثل هذه الدرجات التي تم الحصول عليها بالقيم أو الذرجات المتصلة .Continuous V أي الدرجات التي لا يوجد فاصل حاد بينها وبين بعضها البعض ، فلو طبقنا اختباراً على شخصين حصل أحدهما على ٥٠ درجة والثاني على ٥٥ درجة فإننا تتوقع أن يكون هناك اتصال بين الدرجتين على النحو الاتى :

#### .(00) -01-07-01(00)

وليس ذلك فقط بل إننا نتوقع آيضاً أن يكون هناك اتصالاً بين كل درجة والمدرجات الست الأخرى في المثال السابق فبين ٥٠، ٥ يوجد ٥٠، ١ يوجد ٢،٥٥، ٢ . ٥٠، ٣ . ٥٠، ٣ . ٥٠، ٣ . ٥٠، ٣ . ٥٠، ٣ . ٥٠ . وحكذا يتضح لنا الاتصال على النحو السابق بين كل درجة والأخرى . ونجد مثل هذا الاتصال ، بشكل أدق لو أردنا قياس السمات الفسيولوجية الإبسان كالطول والوزن ودرجة الإبصار، والسرعة في الجري . . . الخ.

#### ٢ ـ القيم المنفصلة:

إلا أنه ينبغي أن نعلم أن دراسة الظواهر المتعلقة بالإنسان وبظروفه الاقتصادية والاجتماعية والنفسية لا تتضمن باستمرار هذا البعد المتصل الاقتصادية والاجتماعية والنفسية لا تتضمن باستمرار هذا البعد المتصل ميمكن قياسها قياساً كمياً على النحو السابق ونطلق على هذه النواحي أو الجوانب بالقيم المنفسلة . Discrete V أي أن كل جانب قائم بنفسه وبذاته ليس له صلة بباقي الجوانب أو النواحي . فإذا أراد باحث معرفة كل من الحالة التعليمية وتقديرات الكفاءة في العمل والحالة الاجتماعية لمجموعة من العمال يقوم بدراستهم نفسياً أو اجتماعياً فإنه يجد توزيع هذه الجوانب على النحو التالى:

وفي الكفاءة في العمل يجد	ففي الحالة التعليمية يجد هناك
التقديرات:	هذه القيم:
ممتاز جيد جداً جيد متوسط أقل من المتوسط ضعيف	<ul> <li>١ - أمي: لا يقرأ ولا يكتب</li> <li>٢ - يقرأ و يكتب</li> <li>٣ - إبتدائية</li> <li>٤ - إعدادية</li> <li>٥ - ثانوية</li> <li>٢ - جامعية</li> <li>٧ - شهادات عليا</li> </ul>

وليس ذلك فقط بالنسبة للحالة التعليمية والكفاءة في العمل بل فإنه يجد في بعض الفئات فئات أخرى ففي الثانوي يجد ثانوية عامة وثانوية صناعية وثانوية تجارية. وكما هو واضح يوجد عدم اتصال بين كل فئة أخرى فلا يوجد بين الأمي والذي يقرأ ويكتب نصف أمي أو يقرأ ويكتب نص نص وهكذا. . . .

كما أنه في مثال الحالة الاجتماعية نجد هذه الفتات:

١ - أعزب.

۲ ـ متزوج .

٣ \_ مطلق .

٤ \_ أرمل.

ويتضح لنا في ذلك المثال أيضاً الانفصال التام بين كل فئة والأخرى.

والخلاصة أن الباحث في مجال دراسته يجد نفسه بصدد نوعين من القيم : قيم متصلة وقيم منفصلة .

# التوزيع التكراري

١ - توزيع القيم توزيعاً تكرارياً: يعتبر التوزيع التكراري Frequency وسيلة لتجميع الدرجات المتقاربة في فئات أو تصنيفها في أقسام والتوزيع التكراري على هذا النحو يعطى صورة عن توزيع الصفة أو الظاهرة التي يقوم الباحث بدراستها والخصائص المختلفة التي تتميز بها.

ويوضح المثال الآتي هذا الكلام: قام باحث بدراسة للكشف عن القدرة على التذكر Remember لدى مجموعة من الأطفال عددهم خمسون طفلاً وكانت درجاتهم على النحو الآتى:

١٣	10	11	٦	٨
٦	٣	4	١.	١٢
٨	14	١٨	٧.	٦
۱۷	4	17	10	١٥
19	١٤	4	۱۷	١٤
*1	11	٥	٨	١٢
10	١.	١٤	11	19
صفر	٩	٦	14	صفر
17	17	17	17	٥
٧	17	17	١.	١٩

والدرجات السابقة بصورتها تلك لا تصلح في تفسير أو دراسة موضوع التذكر، لدى الأطفال على النحو السابق أو في معرفة مدى ملائمة احتبار الذكر الذي استخدمه الباحث لمستوى أعمار الأطفال.

٢ ـ الجدول التكراري: ولهذا يلجأ الباحث إلى وضع هذه القيم في

جدول تكراري يتضمن عدة فئات كل فئة تحوي الدرجات المتقاربة في قيمها. ويشبه الجدول التكراري الفراز الذي يقوم بوضع البرتقال في عدة صناديق حسب حجم البرتقال فيضع مشلاً البرتقال الصغير الحجم في الصندوق الأول والبرتقال المتوسط الحجم في الصندوق الثاني والبرتقال الكبير الحجم في الصندوق الثاني والبرتقال الكبير الحجم في الصندوق الثالث وهكذا. ويتضمن الجدول التكراري ثلاثة أعمدة: العمود الأول خاص بالفئات، والعمود الثاني خاص بالعلامات، والعمود الثالث خاص بالتكرارات. وتتضمن الفئة حدين: الحد الأعلى للفئة والحد الأدنى للفئة والعد الأدنى للفئة والعد Distance بين بداية ونهاية الفئة ومدى الفئة (أو طول الفئة).

مدى الفئة = الحد الأعلى للفئة \_ الحد الأدنى للفئة + ١

أو هي الفرق بين الحد الأدنى للفئة والحد الأدنى للفئة التي تليها.

ونستطيع وضع الدرجات السابقة في جدول تكراري على هذا النحو متضمناً في أعمدته الثلاث: الفئات والعلامات والتكرارات:

التكرار (ك)	العلامات	الفئات
۲	11	صفر ـ ١
۲	//	٣- ٢
۲	//	· 0_£
•	1111	, <b>V</b> _3
٦	MH	۹-۸
٦	IM	11.
٦	1441	14-14
٧	11 M	10-18
٧	11 M	17-17
٥	1111	19-14
٠ ٧	//	٧١-٢٠
۰۰	لتكرارات مجـك)	مجمسوع

ويلاحظ أن الباحث في إعداده للجدول التكراري عند استخدامه في توزيع الدرجات يتبع الخطوات الآتية :

١ ـ قام بتحديد أعلى قيمة وأدنى قيمة وأعلى قيمة في المشال السباق
 (٢١) . . . وأدنى قيمة (صفراً) .

٢ ـ قام بعد ذلك بتصنيف الدرجات في مجموعة من الفئات كل فئة تشتمل
 على عدد من الدرجات المتقاربة في القيمة مع بعضها البعض.

٣ ـ قام في كل فئة بتحديد عدد الأطفال الذين يحصلون على درجات في
 اختبار التذكر على النحو الآتي:

كم طفل يحصل على درجة ما بين صفر ـ ١ فئة أولى.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢ ـ ٣ فئة ثانية.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٤ ـ ٥ فئة ثانية.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢ ـ ٧ فئة ثانية.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١ ـ ١ فئة ضامسة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٠ ـ ١١ فئة سادسة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٢ ـ ٣١ فئة ثامنة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢١ ـ ١٣ فئة تاسعة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢١ ـ ١٧ فئة أحدى عشرة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٢ ـ ١٧ فئة أخدى عشرة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢٠ ـ ٢١ فئة أثني عشرة.

مثلاً: الحد الأول من الفئة الأولى يبدأ من صفر وينتهي عند ١ واحد. ويمثل الجدول الآتي الحدود العليا والحدود الدنيا للفئات:

ن	ن		
حدود عليا	حدود دنیا		
١	صفر	صفر ــ	
٣	۲	- 7	
٥		- 1	
٧	٦	-٦	
٩	٨	- ^	
11	1.	-1.	
۱۳	١٢	- 17	
10	1 £	-11	
14	17	-17	
19	١٨	- 14	
71	٧٠.	- Y·	

٤ ـ عند تحديد عدد الأطفال في كل فئة يقوم الباحث بوضع علامة (/) لتمبر عن عدد الأطفال ، وكل علامة تشير لطفل واحد وعندما يصل عدد العلامات إلى أربعة كالآتي: //// ويضاف إليها علامة خامسة فإنها توضع على الأربع علامات على النحو الآتي: //// . وتسمى هذه المجموعة من العلامات بالحزمة وتشير إلى مجموعة من الأفراد عددهم خمسة . ويلجأ الباحث لذلك تسهيلاً لعملية العد للتكرارات في النهاية ومنعاً للوقوع في الخطأ .

 يقوم الباحث بعد ذلك بترجمة هذه العلامات والحزم إلى أرقام لتوضع في العمود الأخير من الجدول التكراري وهو عمود التكرارات.

٦ ـ يتم جمع كل التكرارات الموجودة أمام الفئات ويجب أن يكون

مجموع التكرارات مساوياً لعدد الأشخاص (في مثالنا ٥٠ خمسين طفلاً). فإذا لم يكن مساوياً لعدد الأشخاص يقوم الباحث بمراجعة تصنيفه للدرجات مرة أخرى.

٧ ـ ويتفق معظم الباحثين على إعطاء رمز ك للتكرارات، مجدك
 لمجموع التكرارات، ف للفئة، ع للعلامات

٨- يحسب مركز الفئة بجمع الحد الأدنى للفئة الأولى مع الحد الأدنى
 للفئة الثانية ويتم قسمة حاصل الجمع على اثنين على النحو الآتي:

مركز الفئة = الحد الأدنى للفئة الأولى + الحد الأدنى للفئة الثانية

٩ ـ ويتضح فيما يلي مراكز الفئات في المثال السابق:

	4	
مركز الفئة	حساب مركز الفئة	الفئة
١	<u> صفر + ۲ = ۲ =</u>	صفر۔
۴	$=\frac{7}{7}=\frac{7}{7}$	- 4
٥	$=\frac{1}{Y}=\frac{1+\xi}{Y}$	- 1
٧	$=\frac{1\xi}{v}=\frac{\Lambda+7}{v}$	-7
٩	$=\frac{1}{1}\frac{\lambda}{\lambda}=\frac{1}{1}\frac{\lambda}{\lambda}$	-^
11	$=\frac{\lambda}{\lambda\lambda}=\frac{1}{1}\frac{\lambda}{\lambda+1}.$	-1.
18	$=\frac{1}{\lambda} = \frac{1}{\sqrt{1 + 1}} = \frac{1}{\sqrt{1 + 1}}$	-17
10	$=\frac{7}{4}=\frac{1}{1}+1$	-18
۱۷	$=\frac{1}{\sqrt{1+\lambda t}}=\frac{3}{\sqrt{1+t}}=$	-17
19	$=\frac{m\lambda}{2}=\frac{\gamma \cdot + 1\lambda}{2}$	14
71	$=\frac{\frac{\lambda}{\lambda}}{\frac{\lambda}{\lambda}} = \frac{\lambda}{\lambda} \frac{\lambda}{\lambda} \frac{\lambda}{\lambda}.$	- 4.

١٠ ـ ويلاحظ في الفئة الأخيرة أنه قد تم جمعها مع الفئة المتوقع أن
 تكون بعدها (وإن لم يكن هناك درجة ٢٢ في المثال السابق) لحساب مركز
 هذه الفئة.

ولعله قد اتضح في الأذهان فائدة وقيمة توزيع الدرجات في جدول تكرارى ففي المثال السابق تبينت لنا هذه الحقائق:

- ١ أن معظم الأطفال قد حصلوا على درجات متوسطة في اختبار التذكر.
   فنجد أن عددهم يزداد أمام الفئات ٦، ٨، ١٠، ١١، ١١، ١٧، أي أن
   عدد الأطفال الذين حصلوا على درجات بين ٦ ١٧ يبلغ ٣٧ طفلاً.
- ٢ ـ أن مجموعة صغيرة من الأطفال قد حصلت على درجات منخفضة في الفتات صفر، ٢، ٤ فيبلغ عددهم في هذه الفتات ٢ ستة أطفال وهم
   الأطفال الذين حصلوا على درجات بين صفر ـ ٥.
- ٣ ـ أن مجموعة صغيرة أيضاً منهم قد حصلت على درجات مرتفعة أو على
   أعلى الدرجات أمام الفتتين ١٨، ٢٠ ويبلغ عددهم سبعة أطفال وهـم
   الأطفال الذين حصلوا على درجات بين ١٦، ٢١.

وبهذا الشكل يتبين أن الجدول التكراري قد أعطى وصفاً لتوزيع درجات اختبار التذكر بين مجموعة من ٥٠ خمسين طفلاً كنا نعجز عن معرفته بدون ذلك.

٣-التكرار النسبي: لا يكتفي الباحث في وصفه لظاهرة من الظواهر بما توصل إليه من توزيعه للقيم الخاصة بها في الجدول التكراري. بل يحتاج إلى جانب ذلك أن يعرف نسبة كل تكرار مقابل لكل فئة إلى التكرار الكلي ويظلق على هذا التكرار بالتكرار النسبي.

٤ - التكرار المنوي: وإلى جانب التكرار النسبي يحتاج الباحث إلى معرفة التكرار المنوي أي النسبة المئوية لكل تكرار مقابل لكل فئة من الفئات المختلفة في الجدول. فإذا أراد الباحث مثلاً معرفة النسبة المئوية للأفراد الذين حصلوا على درجات ما بين ٨ - ٩ في الجدول السابق قام بقسمة عدد التكرارات المقابلة لفئة هذه الدرجات على مجموع التكرارات وضرب خارج القسمة × ١٠١ على النحو الآتي:

وفي الفئة  $\Lambda_-$ في المثال السابق التكرار المثوي =  $\frac{1}{6} \times 100 = 10$ ٪

#### مثال:

فيما يلي أجور مجموعة من العمال بإحدى الشركات عددهم ٥٠ خمسين عاملاً:

> 14 41 14 41 17 11 7. 44 ٥٠ 7x 41 40 40 1. 4. 00 17 YY YE ٣٢ 77 17 27 70 11 04 41. 44 ٦٧ ۲. ٤١ ٤٠ 77 ٣٤ 17 EF EV 17 ٣٨ 14 50 5. 77

ويتضح في الجدول الآتي التوزيع التكراري والتكرار النسبي والتكرار المثرى لهذه الأجور:

المتسكرارالمثوي	التكرار النسبي	1	العلامات(ع)	فثات (ف)
7/.٦	٠,٠٦ = ٣	٣	///	-1.
7.14	·, \ \ = \frac{9}{0}.	٩	IIIIM	-10
7.17	·, \7 = A	٨	11177	- 4.
7.14	1,18= V	٧	11 144	- 40
% <b>\</b> Y	٠,١٢= ٦	٦	1 1441	-4.
٪۱۰	·, 1 · = 0	۰	M	~ 40
%·^	·,·A = £	٤	////	- £ ·
%·٦	.,.7 = 2	٣	///	- 10
%·£	$\cdot, \cdot \xi = \frac{y}{q}$	۲	11	٠٠.
%• <b> Y</b>	٠,٠٢ = ٢٠,٠	١	/	_00
%• <b>Y</b>	· , · Y = 1	١	/	- 7.
%• <b>*</b>	·,·Y = 1.	١	/	- 70
٪۱۰۰	مجـك نسبي = ١	٥٠	1-e	

#### ويلاحظ في الجدول السابق ما يلي:

١ ـ أن مجـك مساوياً لعدد العمال (٥٠) مما يدل على دقة حساب التوزيع .

٧ ـ أن مجـ ك النسبي واحد صحيح .

٣ \_ أن مجموع ك المئوى مائة.

\$ \_ أضاف هذا الجدول بما تضمنه من بيانات جديدة عن التكرار النسبي
 والتكرار المثري ملامح جديدة عما يريد الباحث دراسته تتمثل في:

أ\_معرفة النسب المثوية للأفراد الذين يحصلون على درجة ما. فإذا أراد الباحث أن يعرف النسبة المثوية للأفراد الذين حصلوا على درجات عند الفئة ٣٥ وجد أن نسبيتهم ٨٪.

ب ـ يزيد من توضيح توزيع الأجور بين العمال. فيجيب الجـدول

للباحث عن كثير من التساؤلات التي قد تتبادر إلى ذهنه مثل:

١ ـ ما هي النسبة المثوية للأفراد الذين يحصلون على أجور مرتفعة؟
 ٢ ـ ما هي النسبة المثوية للأفراد الذين يحصلون على أجور منخفضة؟
 ٣ ـ ما هى النسبة المثوية للأفراد الذين يحصلون على أجور متوسطة؟

# التكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع النازل

١ - التكرار المتجمع الصاعد: يحتاج الباحث في كثير من الأحيان أن يحدد من خلال التوزيع التكراري نسبة عدد الأفراد الذين تقل درجاتهم أو تزيد عن حد معين.

وفي الحالة الأولى: أي عندما يريد الباحث معرفة نسبة عدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن حد معين فإنه في هذه الحالة يقوم بتحديد:

أ ـ الحد الأعلى للفئة .

ب ـ التكرار المتجمع الصاعد. جـ ـ التكرار المتجمع الصاعد النسبي.

#### د \_ التكرار المتجمع الصاعد المثوي.

وفيما يلي أحد الجداول التكرارية والتي تمشل درجمات ٥٠ خمسين طالباً في اختبار الذكاء اللفظي Verbal Intelligence وقد وضح فيه الحد

كمتجمع صاعدمثوي	كەتجىع صاعدنسبىي	ك متجمع صا <del>ق</del> د	الحدالأعلى للفشة	التكرار	الفشات
٤	٠,٠٤	۲	٤٣,٥	۲	٤٣-٤٠
4.5	٠,٣٤	17	٤٧,٥	١٥	£V_££
٧٤	٠,٧٤	**	٥١,٥	٧.	٥١ - ٤٨
44	٠,٩٢	27	00,0	٩	00_01
١	١,٠٠	۰۰	ه, ۹۹ ،	٤	09-07
				۰۰	ج

الأعلى للفئة والتكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع الصاعد النسبي والتكرار المتجمع Cumulative الصاعد المئوى.

وسنقوم بتوضيح كل جزء من أجزاء هذا الجدول وكيفية الحصول علمه:

١ ـ بالنسبة للعمود الأول وهو عمود الفئات (ف) فقد سبق الكلام عنه وقد وضع به الحد الأدنى والحد الأعلى للفئة ليتسنى الحصول على الحد الأعلى للفئة (العمود الثالث) لمثل هذه التكرارات المتجمعة الصاعدة من خلالهما.

٢ \_ العمود الثاني وبه تكرارات الفئات.

٣ ـ العمود الثالث وبه الحد الأعلى للفئة وقد تم تحديد الحد الأعلى
 للفئة الأولى بإضافة نصف الفرق بين الحد الأعلى للفئة (وهو ٤٣) والحد

الأدنى للفئة الثانية (وهو ٤٤) إلى الحد الأعلى للفئة الأولى (٤٣) وينضح هذا الكلام فيما يلي:

# 33 (الحد الأدنى للفئة الثانية) - ٣٤ (الحد الأعلى للفئة الأولى) ٢ + ٣٤ (الحد الأعلى للفئة) = 0, 0 + ٣٤ = 0, 9\$

وبعد حساب الحد الأعلى للفئة الأولى يسهىل تحديد الحد الأعلى للفئات التالية وذلك بإضافة مدى الفئة (وهو هنا ٤) على الحد الأعلى للفئة الأولى فيصير الحد الأعلى للفئة الثانية ٥,٠٥ . وللفئة الثالثة ٥,٠٥ وللفئة الرابعة ٥,٥٠ وللفئة الرابعة ٥,٥٠ والفئة الأخيرة ٥,٥٠ كما هو واضح من الجدول .

٤ ـ العمود الرابع به التكرار المتجمع الصاعد (ك متجمع صاحد). ويحسب التكرار المتجمع الصاعد بوضع التكرار المقابل للفئة الأولى ليكو ن أول تكرار متجمع صاعد في العمود الرابع وهو هنا التكرار المتجمع الصاعد ٢ ويشير لعدد الأفراد اللذين تقل درجاتهم عن ٩٠٣٥، ثم يحسب التكرار المتجمع الصاعد للفئة الأولى. وهكذا يتم حساب التكرار المتجمع للفئة الأولى.

ك متجمع صاعد	4	ِ ف
Y + +	۲	٤٣ - ٤٠
17	10	£٧ - ££
٣٧	٧٠	۵۱ - ٤٨
17	*	00_07
0.	£	09_07

ويشير التكرار للتجمع الصاعد ١٧ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهــم عن ٤٧,٥. ويشير التكرار المتجمع الصاعد ٣٧ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ١,٥٥.

ويشير التكرار المتجمع الصاعد ٤٦ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٥,٥٥.

ويشير التكرار المتجمع الصاعد • ﴿ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ه, ١٠٥٩ وهكذا.

 العمود الخامس وبه التكرار المتجمع الصاعد النسبي ويتنم الحصول على هذا التكرار بقسمة التكرار المتجمع الصاعد لكل فئة على مجموع التكرارات. فمثلاً التكرار المتجمع الضاعد النسبي للفئة الأولى ٤٠, تم الحصول عليه كما يلى:

 $\frac{7}{10} = 3.9.9$  والتكرار المتجمع الصاعد النسبي للفشة الثانية تم الحصول عليه كما يلي  $\frac{1}{2} = 31.9.9.9.9$ 

٦ - العمود السادس وبه التكرار المتجمع الصاعد المشوي ويتم الحصول على هذا التكرار بقسمة التكرار المتجمع الصاعد لكل فئة على مجموع التكرارات مضروباً في مائة. . . فمثلاً التكرار المتجمع الصاعد المثوى للفئة الأولى يحسب كما يلى:

 $\frac{V}{v} \times \frac{V}{v} \times \frac{V}{v}$  وللفئة الثانية كما يلي:  $\frac{V}{v} \times \frac{V}{v} \times \frac{V}{v}$  وهكذا باقى الفئات .

ويشير التكرار المتجمع الصاعد المثوي للنسبة المثوية لعـدد الأفـراد اللدين تقل درجاتهم عن الحد الأعلى للفئة (في العمود الثالث) فمثلاً التكرار المتجمع المثوي للفئة الأولى وهو £ يشير إلى أن النسبة المشوية للأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٣,٥ هي ٤٪ وهكذا. كما يشير التكرار النسبي لنسبة كل تكرار للتكرار الكلي.

٢ - التكرار المتجمع النازل: رأينا في الكلام عن التكررا المتجمع الصحاحة للله المتخادة منه في البخوث المختلفة وتتركز تلك الاستفادة في معرفة عدد أو نسبة أو النسبة المئوية للأفراد الذين تقل درجاتهم عن حد معين. ويحتاج الباحث بالإضافة إلى ذلك معرفة عدد، أو نسبة، أو النسبة المئوية للأفراد الذين تزيد درجاتهم عن حد معين ويكون ذلك من خلال التكرار المتجمع النازل وفي هذه الحالة يقوم الباحث بتحديد:

أ \_ الحد الأدنى للفئة.

ب ـ التكرار المتجمع النازل.

جـ ـ التكرار المتجمع النازل النسبي.

د ـ التكرار المتجمع النازل المئوي

#### وتطبيق هذا الكلام على الجدول التكرار السابق:

التكرار المتجمع النازل المئوي	التــكرارالمتجمع النازل النسبي	التكرار المتجمع الناز ل	الحد الأدنى للفثة	গ	ני
1	١,٠٠	۵٠	44,0	۲	٤٣- ٤٠
41	٠,٩٦	٤٨	24,0	١٥	£V_££
11	٠,٦٦	**	٤٧,٥	٧٠.	01-11
41	• . ۲7	١٣	01,0	٩	00_07
٠٨	٠,٨	٤	00,0	٤	09-07
	1			!	

ويتضمن الجدول التكراري للتكرار المتجمع النازل نفس الأعمدة الموجودة في التكرار المتجمع الصاعدمع اختلاف في التسمية. ونوضح فيما يلي كيفية الحصول على البيانات الموجودة في كل عمود من الأعمدة السابقة:

١ ـ العمود الأول وبه الفئات حدودها العليا والدنيا.

٢ ـ العمود الثاني وبه التكرارات.

٣ ـ العمود الثالث وبه الحد الأدنى للفئات ويحدد الحد الأدنى للفئة بطرح نصف الفرق بين الحد الأعلى للفئة الأولى والحد الأدنى للفئة الثانية من الحد الأدنى للفئة الأولى ويتم حساب ذلك كما يلى:

٤٤ أي الحد الأدنى للفئة الثانية - ٤٣ أي الحد الأعلى للفئة الأولى - ٤٠

الحد الأدنى للفئة الأولى = ٥,٠ - - ٤ = ٥,٥ ٣٩,٥

ومتى تم تحديد الحد الأدنى للفئة الأولى على النحو السابق فإنه يتم تحديد الحد الأدنى لكل فئة بإضافة مدى الفئة للحد الأدنى للفئة السابقة فيكون الحد الأدنى للفئة الثانية هو ٥, ٣٩ + ٤ = ٥, ٣٤، والحد الأدنى للفئة الثانية .

هو ه , ۱ ه + ٤ = ه , ه ه .

\$ - العمود الرابع وهو الخاص بالتكرار المتجمع النازل. ويتم حساب التكرار المتجمع النازل ابتداء من الفئة الأخيرة. فيكون التكرار المتجمع النازل للفئة الاخيرة هو نفس التكرار الأصلي لهذه الفئة. والتكرار المتجمع للفئة التي تليها (٥١ - ٥٥) يكون بإضافة التكرار المتجمع النازل للفئة السابقة (٥٦ ـ ٥٩) وهو ٤ إلى التكرار الأصلي لهذه الفئة وهو ٩ فيكون التكرار المتجمع النازل لهذه الفئة ١٣ وهكذا باقي الفئات ممكن أن يسير على النحو السابق والنحو التالى:

ك ك متجمــع ناز ل	ف
0· +	٤٣ - ٤ ٠
11	£٧ - ££
PT + Y.	۸۵ ـ ۱ ه
117	00-04
1 + 1	09_07

و العمود الخامس ويشير إلى نسبة التكرار المتجمع النازل لكل
 فئة بالنسبة للتكرار الكلي ويحسب بقسمة هذا التكرار الكلي فمثلاً التكرار
 المتجمع النازل للفئة الأولى وهو ٥٠ نسبة إلى التكرار الكلي ٥٠٠٠٠٠ وهكذا ويتم حساب نسبة باقي التكرارات إلى التكرار الكلي .

7 ـ العمود السادس ويشير إلى النسبة المشوية للتكرار المتجمع النازل في كل فئة ويحسب بقسمة هذا التكرار الكلي ثم يتم ضرب الناتج في مائة فمثلاً التكرار المتجمع النازل للفئة الأولى وهمو ٥٠ يكون التكرار المتجمع النازل المئوي له  $\frac{6}{0.0}$  × ١٠٠ = ١٠٠ وهكذا يتم حساب باقي التكرارات.

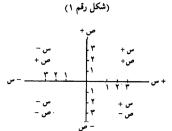
# رابعاً توضيح المعلومات بالرسم

من خلال ما سبق عرضه عن الجدول التكراري تبين ما أضافه هذا الجدول من معرفة لم تكن في إمكاننا أو لدينا قبل إجراء هذا التوزيع. وبالإضافة لذلك نجد أن الباحث لا يكتفي بعرض المعلومات التي جمعها عن الظاهرة التمي قام بدراستها في جدول تكراري بل يقرم بترضيح المعلومات باستخدام أسلوب آخر من أساليب التوضيح وهو الرسم. فالرسم يزيد من توضيح الترزيع أكثر من الاقتصار على الجدول التكراري وحده، كما أن الرسم بالإضافة لذلك يعطي فكرة عامة عن توزيع القيم بمجرد النظر

# محاور تمثيل المعلومات بالرسم

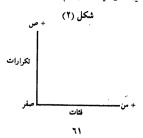
يستعمل في الرسم التوضيحي أو البياني محوران متعامدان وهما: المحور الأفقي ويطلق عليه المحور السيني. المحور الرأسى ويطلق عليه المحور الصادى.

ويتضح هذان المحوران في الشكل رقم (١) الآتي:



ولكل محور من المحورين السابقين طرفين أحدهما سالب والأخر موجب. كما أن منطقة التقاء المحورين هي المنطقة الصفرية التي يبدأ عندها توزيع الدرجات سواء كان ذلك بصورة موجبة (الطرف الموجب) أو بصورة سالبة (الطرف السالب).

ونظراً لأن أغلب موضوعات هذا المنهج دمبادىء الإحصاء تقوم على أساس استخدام متغير واحد فقظ One Variable فإننا لن نحتاج في توضيح المعلومات بالرسم سوى لجزء واحد فقط من أجزاء الرسم السابق وهو الجزء س + ، ص + والذي يتمثل في الشكل رقم (٢)



ويتم وضع الفئات على المحور السيني ، والتكرارات على المحور الصادي وفي العادة يكون تمثيل المعلومات بالرسم على ورق مربعات فتمثل كل فئة بواحدسنتيمتر، وكل تكرار بواحد سنتيمتر أيضاً، لكن ذلك يتغير حسب عدد الفئات وحسب أكبر تكرار في الجدول التكراري من جهة وحسب المساحة التي سيتم توضيح الرسم عليها من جهة أخرى.

# طرق توضيح المعلومات بالرسم

هناك عدة طرق يستخدمها الباحثون لتوضيح المعلومات والبيانات التي يحصلون عليها من بحوثهم وهذه الطرق هي :

- 1 \_ المضلع التكراري Frequency Polygon
  - ۲ \_ المنحنى التكراري Frequency Curve
- ۳ \_ المدرج التكراري Frequency Histogram
- \$ \_ المنحنى المتجمع الصاعد Ascending Cumulative Curve
- o \_ المنحنى المتجمع النازل Descending Cumulative Curve
- Normal Distribution Curve . المنحنى الاعتدالي النموذجي

#### ١ ـ المضلع التكراري

يستخدم نفس الأساس السابق الكلام عنه في رسم المضلع التكراري. ونورد فيما يلي مثالاً لدراسة أجراها أحد الباحثين على مجموعة من تلاميد التدريب المهني عددهم ٥٠ تلميداً مهنياً Apprenticeship بهدف قياس مهارة الأصابم Tinger dexterity باحتبار أوكونر Oconer مهارة الأصابع:

0A 0£ 77 0V 7F 7F 07 7V 7. 00

W. 09 7£ YY 0A 0V 00 71 77 ££

14 17 KA YY 7A WY £7 0F £0 £0

T1 £A 7. £V 70 00 W7 £1 £Y F0

£9 0£ 1Y 0F YY 07 £. 0. £F 0.

ويوضح الجدول الآتي توزيع هذه الدرجات والتكرار النسبي والتكرار المئوي لهذه الدرجات وذلك تمهيداً لرسم المضلع التكراري.

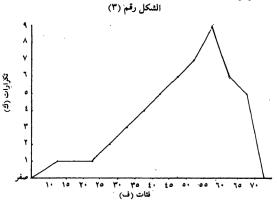
ك مئوي	ك نسبي	গ্ৰ	٤	ن
7, <b>ч</b>	·, · ٢ = 1.	١	/	-1.
%Υ	$\cdot$ , $\cdot$ $\gamma = \frac{1}{\circ}$	١	/	- 10
% <b>т</b>	$\cdot, \cdot \Upsilon = \frac{1}{2}$	١	1	- 4.
7.£	$\cdot, \cdot \xi = \frac{Y}{a}$	۲ ا	//	_ 40
/,٦	$\cdot$ , $\cdot$ 7 = $\frac{V}{o}$ .	٣	111	- ۳۰
<b>%</b> A	$\cdot, \cdot \wedge = \frac{1}{0}$	٤	1111	_ 40
٪۱۰	·, \ · = <u>0</u> .	•	ШП	٠ ٤ ٠
7.17	·, \ \ = \frac{7}{\cdot \cdot	٦	1411	- 20
7.18	$\cdot$ , $1\xi = \frac{\vee}{\circ}$	٧	11:411	_0.
7.14	$\cdot, 1 \wedge = \frac{4}{0}$	٩	111141	_00
717	·, \ Y = \frac{7}{0.}	٦	1411	- 7 •
7.1 •	·, 1 · = <del>0</del> .	٥	Ш	- 70
7.1	1,	٠.	بجك	

ولتمثيل المعلومات السابقة في الجدول بيانياً يقـوم الباحـث بتحـديد النواحى الآتية:

١ \_ عدد الفئات وهي في المثال السابق ١٢ اثني عشر فئة .

٢ ـ أكبر تكراز في الجدول هو التكرار ٩.

.... ويفيد تحديد هاتين الناحيتين في إعطاء كل فشة أو كل تكرار واحد سنتيمتر أو أكثر من ذلك. أو تمثيل كل تكرارين أو كل ثلاث تكرارات أو كل أربعة تكرارات أو كل خمس تكرارات بواحد سنتيمتر حسب المساحة الموجودة.



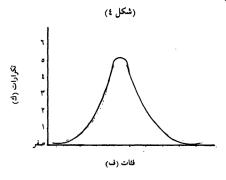
ويلاحظأنه قد اتبع في رسم المضلع التكراري الخطوات الأتية: ١ ـ مثلت الفثات على المحور السيني (ف) والتكرارات على المحور الأفقى (ك).

٢ - مثلت كل فئة بواحد سنتيمتر وكل تكرار بواحد سنتيمتر أيضاً.
٣ - وضعت نقطة حولها دائرة فوق منتصف الفئة (مركز الفئة). وأمام التكرار المقابل لهذه الفئة. والسبب في وضع النقطة في مركز الفئة وليس فوقها مباشرة هو أن التكرار موزع على مدى الفئة كلها.

٤ - تم توصيل النقطة بعضها بالبعض الآخر بخطوط مستقيمة ابتداء
 من الصفر، وتم إسقاط النقطة التي تعبر عن آخر تكوار على الفئة التالية للفئة
 ٦٥ - وهى الفئة ٧٠ - .

# أ ـ تعديل المضلع التكراري Smoothing of Polygon

نجد في الشكل (٣) أنه لا يتمشى مع المنحنى الاعتدالي النموذجي Normal Distribution Curvue أي المنحنى الذي يشبه الجرس تقريباً وفيه توجد الأغلبية في الوسط وأقلية في كل من الطرفين كما يتضح في الشكل (٤) التالى:



## ب \_ أسباب عدم تطابق المضلع مع المنحنى الاعتدالي :

وينشأ عدم تطابق أو تقارب المضلع التكراري (أو المنحنى المدرج التكراري) من المنحني الاعتدالي لعيوب في:

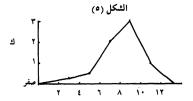
أ \_ اختيار العينة Sample التي طبق عليها البحث.

ب ـ الاختبار الذي طبق على أفراد العينة .

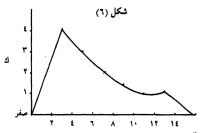
جـ \_ طبيعة توزيع الصفة أو السمة أو المهارة أو الاتجاه الـذي يتــم قاسه.

أ ـ العينة: فبالنسبة للعينة فصن المحتصل أن لا تكون ممثلة Representative تمثيلاً مناسباً للمجتمع الأصلي Population التي اختيرت منه، ولعدم اتباع القواعد المعروفة في اختيار العينات، أو لعدم استخدام أحد طرق الاختيار كالطريقة العشوائية Random sample حيث يتوفر فيها عدم التحيز Unbiased ، أو الطريقة المقيدة Controlled Sample والتي تكون فيها العينة مشروطة بشروط وبخصائص معينة، أو بطريقة العينة السطبقية Stratified Sample.

ب ـ الاختيار: أما بالنسبة للاختيار فمن المحتمل أن لا يكون مناسباً لمستوى تعليم وأعمار أفراد العينة فإذا كان الاختيار أقل من مستوى أفراد العينة توقعنا أن يجيب عليه معظم الأفراد إجابات سليمة وقلة منهم هم اللاين يفشلون في حل أسئلة الاختيار ويحصلون علي درجات منخفضة ويكون مضلع (أو منحنى أو مدرج) توزيع الدرجات في هذه الحالة ملتوياً نحو القيم الكبيرة ويوصف بأنه سالب الالتواء Negatively Skewod كما في الشكل



أما إذ كان الاختبار أعلى من مستوى الأفراد (أي صعباً) فإننا نتوقع أن يحصل عدد قليل منهم على درجات مرتفعة وباقعي الأفراد على درجات منخفضة ويكون مضلع توزيع الدرجات في هذه الحالة ملتوياً نحو القيم الصغيرة أي موجب الالنواء Positively Skewed كما في الشكل (٦).



جـ طبيعة الصفة المقاسة: وقد ينشأ العيب في المضلع لأن طبيعة توزيع السمة المقاسة أو الاتجاه المقاس في المجتمع تسير في هذا الاتجاه وعلى هذا النحو. فلو قام باحث بقياس المذكاء لدى مجموعة من ضعاف العقول Mental Defective فإن النتيجة تكون على شكل توزيع تكراري موجب الالتواء كما في الشكل (٤) لأن معظمهم سيحصلون على درجات منخفضة في الذكاء.

## جــ استخدام المتوسطات المتحركة في تعديل المضلع.

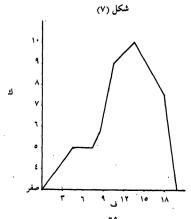
وبناءاً على ما سبق، ونظراً لأن الباحث الذي يقوم بإجراء دراسة علمية تقابله كثير من الصعوبات والمعوقات التي تحول دون أن يقوم بضبط شروط وظروف بحثه أو تجربته ضبطاً تاماً، وخاصة وأن موضوع الدراسة نفسه وهو الإنسان يتغير من حين لآخر، ويعيش في عالم متغير متحرك لا نستطيع أن نصفه بالثبات أو الجمسود. لذبك يلجئا الباحث إلى عصل تسوية نصفه بالثبات أو الجمسود. لذبك يلجئا الباحث إلى عصل تسوية العيوب التي به من التواءات أو تعدد القمم Multimodal Curve والتي نتجت كما سبق أن قلنا من تدخل عوامل لم يستطع الباحث أو المجرب التغلب عليها أو ضبطها من البداية.

مثال لتعديل المضلع: أجرى باحث اختباراً لقياس القدرة على الفهم لدى مجموعة من الأفراد عددهم ٣٦ ستة وثلاثين فرداً فكانت درجاتهم كما يلى:

وأول ما نقوم بإجرائه هو توزيع القيم السابقة في جدول تكراري، و وذلك بتحديد أدنى قيمة وأعلى قيمة، وأعلى قيمة هنا هي (١٥) وأدنى قيمة هي (٣). ونحدد مدى للفئة بثلاثة. وبذلك يكون الجدول التكراري لتوزيع الدرجات السابقة كما يلي:

<b>4</b>	ځ	ٺ
	TH	-4
۰	M	-7
٩	11111111	_9
١.	HH HH	-17
v	1144	-10
47	<u> </u>	

فلو قمنا بتمثيل الجدول السابق باستخدام المضلع التكراري لوجدناه كما في الشكل الآتي (رقم ٧) ويلاحظ عليه وجود قمتان كما أنه ملتوي التواء مرجباً.



والأسلوب المستخدم في عملية تعديل المضلع السابق يطلق عليه اسم المتوسطات المتحركة Runing or moving average وسنقوم بتطبيق عملية التعديل هذه على المثال السابق ثم نذكر بعدها مباشرة الخطوات التي سرنا عليها.

ك بعد التعديل	المتوسطات المتحركة	1	ن
		(صفر)	
1,74 = 1,4	$\frac{-\frac{\alpha}{\alpha} + \frac{\alpha}{\alpha} + \frac{\alpha}{\alpha} - \frac{\alpha}{\alpha}}{\pi} = \frac{\alpha}{\alpha}$	صفر	(صفر-)
4,44 = 4 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	<del>٥ + صفر + ٥ - ١٠</del>	٠	- "
7,44=7 <del>1</del>	$=\frac{19}{\pi}=\frac{9+0+0}{\pi}$	ه	-1
۸ = ۸,۰۰	$=\frac{\pi}{4\xi}=\frac{\lambda}{1\cdot + o + d}$	•	-4
۸, ٦٧ = ٨ <del>٢</del>	$=\frac{\mu}{4J}=\frac{\mu}{\Lambda+J+J}$	١٠	-14
0,7V=0 <del>.</del> 7	<del>۱۷ + ۱۰ + صفر = ۲۷ =</del> ۳	٧	- 10
7,77 = V. 1	<u>صفر + ۷ + صفر _ ۷ _</u>	صفر (صفر)	(- \^)
,	, ,	(صفر)	
4.1		177	4

# خطوات التعديل:

 ١ ـ تم عمل جدول تكراري تركت فيه خانتين في أعلاه وخانتين في أسفله (سطران في أعلى. وسطران في أسفل الجدول). ٢ \_ افترض وجود فئة \_ في أول الفئات (صفر \_ ) وفئة في نهاية الفئات
 ١٨ \_ كما في العمود الأول من الجدول السابق .

وهذا الافتراض قائم على أساس تضمن العينة لأفراد حاصلين على درجات أدنى، وأفراد حاصلين على درجات أعلى مما في التوزيع الناتج عن الدراسة.

٣ ـ تم وضع تكرار قيمته صفراً أمام كل فشة من الفئتين الفرضيتين
 السابقتين كما في العمود الثاني من الجدول السابق أيضاً.

 ي وضع في بداية ونهاية الجدول تكرارين صفريين آخرين. التكرار الأول قبل تكرار الفئة الفرضية صفر - والتكرار الثاني بعد تكرار الفئة الفرضية

 ه ـ تم ابتداء من الفئة الفرضية الأولى (صفر ـ) جمع كل ثلاث تكرارات معاً وقسمة حاصل الجمع على ثلاثة وهو عدد التكرارات ويكون خارج القسمة وهو التكرار بعد النسوية فمثلاً في الفئة الأولى:

تم أخذ التكرار المقابل لها (صفر) والتكرار السابق (صفر) والتكرار التالي (٥) كما يلي:

الفئة صفر - = 
$$\frac{-\frac{1}{m}}{m}$$
 =  $\frac{0}{m}$  =  $\frac{1}{m}$  =  $\frac{1}{m}$  =  $\frac{1}{m}$  ،  $\frac{1}{m}$  .

ومن الفئة ٣\_ تم أخذ التكرار المقابل لها مباشرة (٥) والتكرار السابق (صفر) والتكرار التالي لها (٥) كما يلي:

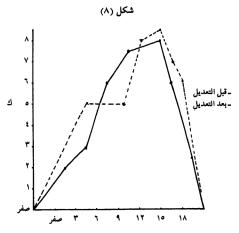
$$m, m = m + \frac{1}{m} = \frac{1}{m} = \frac{0}{m} = \frac{0}{m} = -m = -m$$

٦ ـ يلاحظ تحويل الكسر الاعتيادي إلى كسر عشري لسهولة التعامل
 عند جمع التكرارات بعد عملية التسوية . ويتفق عند عملية التحويل هذه أن

يساوي الثلث في خارج القسمة ٣٣ ، • والثلثين ٦٧ ، • ليكملا معاً واحد صحيح.

٧ ـ ويلاحظ أيضاً أن يكون مجموع التكرار بعد التعديل مساوياً
 للتكرار قبله، ويتم التغاضي عن الفروق الصغيرة.

٨ ـ يُرسم المضلع التكراري للتكرارات قبل وبعد التعديل في شكل
 واحد شكل رقم (٨) لنستطيع المقارنة بينهما في وقت واحد. ويلاحظهنا أنه
 لا بد من عمل حساب مسافات للفئتين الفرضيتين الفئة صفر - ، والفئة ١٨ ـ .



 وهكذا يتبين من شكل (٨) أن المنحنى بعد التعديل قد تخلص من كثير من العيوب الموجودة به كالالتواء وتعدد القمم واقترب من المنحنى الاعتدالي النموذجي.

#### د ـ المقارنة بين توزيعين تكرارين باستخدام المضلع التكراري :

أحياناً يجري الباحث دراسته على أكثر من مجموعة مثل البنين، والبنات، والإناث... إلخ. ويحتاج لعقد المقارنات المختلفة بين كل مجموعة وأخرى للكشف عن طبيعة توزيع الدرجات في تلك المجموعات.

ويلجأ الباحث للتوصل إلى ذلك إلى الرسومات البيانية لتعطيه فكرة سريعة عن ذلك أي عن الفرق بين المجموعتين في توزيع الصفة. إلا أن عينات الباحث لا تكون جميعها متساوية العدد، فهل يعقد مقارنة بين مجموعتين أحدهما عددها ٥٠ خمسون طفلاً والأخرى عددها ٥٠٠ خمسمائة دون أن يجري أي معالجات على التوزيع التكراري لهما؟ وسواء كان ذلك في حالة اختلاف العدد في المجموعتين بين توزيعين تكرارين أم في حالة علم اختلافه.

وسنرى فيما يلي مثالين للمقارنة بين توزيعين تكرارين في كل حالة من هذه الأحوال:

# ١ ـ المقارنة بين توزيعين في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات:

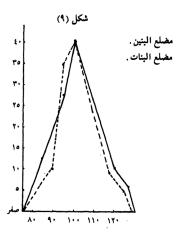
أجرى باحث اختباراً للذكاء على مجموعتين من البنين والبنات وعدد البنين ٢٥ طالباً ، وعدد البنات ٢٠ طالبة فكان توزيع الدرجات كما في الجدول الآتي :

المجموعة الأولى (بنين)			
<b>%</b> ¬	4	ٺ	
$Y = Y \cdot \cdot \times \frac{r}{r_0}$	٣	-۸۰ ,	
$\forall \lambda = 1 \cdots \times \frac{\lambda}{\lambda}$	٧	-4.	
$\xi \cdot = 1 \cdot \cdot \times \frac{1}{70}$	1.	-1	
17 = 1 · · × 10	٣	- 11.	
$A = 1 \cdots \times \frac{1}{4}$	۲	- 17.	
مجك٪ ١٠٠	70	مجيك	

المجموصة الثــانية(بئات)			
<b>%</b> 7		ŗ	
1. = 1 × 'Y.	۲	-1.	
$\Upsilon \circ = 1 \cdot \cdot \times \frac{V}{Y}$	٧	_4.	
€ · = 1 · · × <u> </u>	٨	-1	
$\xi \cdot = 1 \cdot \cdot \times \frac{\gamma}{\gamma}$	۲	-17.	
$o = 1 \cdot \cdot \times \frac{1}{1}$	١	- ۱۲۰	
١٠٠٪٤٠	٧٠	غب	

ويلاخظ أنه قد تم تحويل التكرارات في المجموعتين إلى تكرارات مئوية وذلك لكي يتم توحيد مجموع التكرارات فيهما وبعد ذلك تصبح المقارنة بالرسم بين المجموعتين ممكنة.

فيما يلي المضلع التكراري لكل من المجموعتين في رسم واحدوهو الشكل (رقم ٩) ليسهل المقارنة بينهما.



٢ ـ المقارنة بين توزيعين في حالة تساوي مجموع التكرارات فيه .

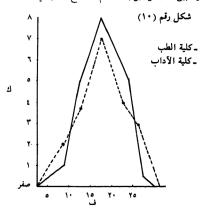
وفي الأحوال التي يجد الباحث نفسه إزاء عقد مقارنة بين مجموعتين متساويتين في مجموع التكرارات (أي في عدد أفراد العينة) فأنه لا يلجأ لتحويل التكرارات إلى تكرارات متوية كما في الحالة السابقة، بل يقوم بعقد المقارنة بين المجموعتين ويستحسن أن يكون ذلك في رسم واحد لتسهل عملية المقارنة.

ولتوضيح ذلك الكلام نضرب المثال الآتي:

ففي دراسة على مجموعتين متساويتين من طلبة الطب، وطلبة كلية الأداب عن اتجاهاتهم نحو شعوب العالم قام الباحث بتسوزيع القيم والدرجات التي حصل عليها الطلاب في الجدول التكراري الآتي:

4-4	- 40	- 4.	-10	-1.	_0	ف
٧,	١	۰	٨	٥	١	ك طلبة الطب
٧٠	٣	٤	٧	٤	۲	ك طلبة الأداب

ويلاحظمن الجدول السابق أن مجموع التكرارات (مجـك) في كل من المجموعتين من الطلبة واحد وهو ٢٠ عشرون وكذلك ـ وكما سبق أن بينا ـ لا يلزم تحويل هذه التكرارات إلى تكرارات مشوية . ويبين الشكل (١٠) المقارنة بين المجموعتين باستخدام المضلع التكراري .



وفي حالة عدم اتفاق المجموعتين في الفئات أي يكون لكل مجموعة فئاتها الخاصة بها كان يكون للمجموعة الأولى فشات مثل ٢ - ، ٤ - ، ٢ - ، ٨ ـ ، ١٠ ـ وللمجموعة الثانية فئات مثل ٥ ـ ، ١٠ ـ ، ١٥ ـ ، ٢٠ - ، ٢٠ -

فإنه لا يمكن المقارنة بينهما باستخدام مضلعين في رسم واحد وذلك لأن لكل مجموعة فئات تختلف عن المجموعة الأخرى ويقتضي ذلك عمل مضلع منفصل لكل منهما.

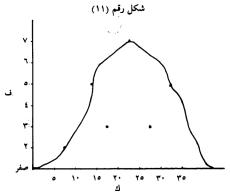
#### ٢ ـ المنحنى التكراري

المنحنى التكراري أحد وسائل تمثيل المعلومات والبيانات بالرسم. ولا يختلف المنحنى التكراري عن المضلع التكراري في طريقة رسمه إلا في حالة توصيل النقط الممثلة للتكرارات بعضها بالبعض الآخر. ففي حين يقوم الباحث بتوصيل النقط بعضها ببعض مستخدماً القلم والمسطرة في حالة المضلع التكراري ودون أن يترك أي نقطة من النقط فإنه في حالة المنحنى التكراري يقوم مستخدماً القلم فقط بتوصيل النقط القريبة بعضها ببعض متغاضياً عن النقط البعيدة سواء كانت مرتفعة أو منخفضة. و بطبيعة الحال فإن الخطوط التي يقوم الباحث باستخدامها لتوصيل النقط بعضها ببعض تأخذ شكلاً منحنياً. والهدف من رسم المنحنى التكراري على هذا النحو هو إعطاء شكل التوزيم على وجه العموم وليس بصورة تفصيلية.

وفيما يلي أحد التوزيعات التكرارية لدرجات ٢٥ طالباً في اختبار المفردات.

4	ٺ
۲	د ـ
•	-1.
٣	-10
٧	- 40
٣	_ 40
	_ ٣٠
70	14

والمنحنى التكراري الـذي في الشكل (١١) التالـي يمبّـل التـوزيع السابق.



ويلاحظ على المنحنى السابق أنه قد تم توصيل التكرارات المقابلة للفئات ٥ ـ . ١٠ ـ . ٢٠ ـ ، ٣٠ ـ ولم يتم توصيل التكرارات المقابلة للفئتين ١٥ ـ . ٧٥ ـ نظراً لأنهما يمثلان نقاطاً منخفضة تؤثر في الشكل العام للمنحنى لو تم توصيلهما بباقي التكرارات .

#### تعديل المنحني التكراري:

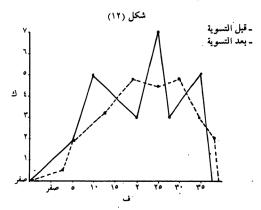
تتبع أيضاً نفس الطريقة التي اتبعت في تعديل المضلع التكراري أي باستخدام المتوسطات المتحركة.

وفيما يلى تعديل المثال السابق:

ك بعد التعديل	التسوية بالمتوسطات المتحركة	ń	ٺ
		(صفر)	
٠,٦٧	$= \frac{\Upsilon}{\pi} = \frac{\Upsilon + \gamma}{\pi} = \frac{\Upsilon}{\pi}$	صفر	(صفر ـ )
۲,۴۴	$= \frac{V}{T} = \frac{V}{T} = \frac{V}{T}$	۲	_0
٣,٣٣	$= \frac{1}{r} = \frac{r+r+o}{r}$	٥	-10
٥,٠٠	$= \frac{\pi}{10} = \frac{\pi}{400}$	٣	-10
٤,٣٣	$= \frac{\gamma \pi}{r} = \frac{\pi + \pi + \sqrt{r}}{r}$	٧	- 40
٥,٠٠	$= \frac{\mu}{I \cdot I} = \frac{\mu}{0 + \Lambda + \mu}$	٣	_ 40
۲,٦٧	$= \frac{\Lambda}{\Psi} = \frac{\Lambda}{\Psi} = \frac{\Lambda}{\Psi}$	٥	-4.
1,77	$= \frac{\alpha}{\varphi} = \frac{\alpha}{\varphi} = \frac{\alpha}{\varphi}$	صفر	(- 40)
		(صفر)	(صفر)
۲٥, ٠٠		۲0	2-4

ويلاحظ اتباع نفس القواعد التي سبق اتباعها في تعديل المضلع التكراري كما يلاحظ أن مجموع التكرارات بعد التعديل هو نفسه مجموع التكرارات قبل التعديل مما يثير إلى صحة ودقة عملية حساب التعديل باستخدام المتوسطات المتحركة.

وفيما يلي الشكل (١٢) الذي يمثل المنحنى التكراري للتوزيع السابق قبل وبعد التعديل .



ب ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحنى في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات:

ويحدث أحياناً عدم تساوي مجموع التكرارات سواء أكان ذلك في المضلع أو المنحنى أو المدرج عندما يكون الباحث مثلاً بصدد إجراء دراسة عن الفروق بين الأطفال الريفيين والأطفال الحضريين Rural and urban ومنافروق بين المعلومات العامة Children (أحد اختبارات الذكاء الفرعية). ولنفترض مثلاً أنه بدأ بدراسة الأطفال الريفيين وعددهم ٢٥ خمسة وعشرين طفلاً ثم قام بعد ذلك بدراسة الأطفال الحضريين، فإن عليه عند القيام بدراسة هؤلاء الأطفال (الحضريين) أن يختارهم من نفس

مستوى العمر والتعليم والمستوى الاقتصادي الاجتماعي Socio-economic للأطفال الريفيين. وفي مشل هذه الأحوال لا يستطيع الباحث أن يجد عدداً من الأطفال الحضريين بنفس مستوى عمر وتعليم ومستوى اقتصادي الأطفال الريفيين. فيصبح لديه في نهاية الأمر 70 طفلاً ريفياً، ٢٠ عشرين طفلاً حضرياً (من المدنيين) وعندما يطبق عليهم اختبار Test Scoring المعلومات العامة هذا يكون لديه بعد تصحيح الاختبار Raw Score خمسة وعشرين قيمة أو درجة خام هي درجات الأطفال الحضريين.

ويمثـل الجـدول التـكراري الآتـي توزيع درجـات مجمــوعتين من الأطفال على اختبار المعلومات العامة .

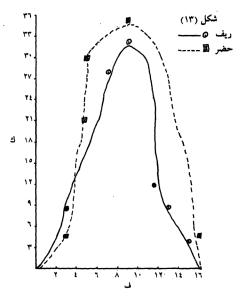
تكرارالأطفال الحضريين	تكرار الأطفال الريفيين	ٺ
١	۲	<b>-</b> Y
٦	۲	· _ £
ŧ	٧	-٦
٧	٨	<b>-</b> A
صفر	٣	-1.
١	۲	- 17
١	1	- \ {
۲٠	۲٥	গ-২

ولكي نستطيع المقارنة بين هاتين المجموعتين باستخدام المنحنى التكراري، نقـوم أولاً بتحـويل تكرار كل مجموعة لتـكرارات مشوية وذلك لتوحيد مجموع التكرارات فيهما.

وفيما يلي الجدول الذي يمثل التكرارات الأصلية والتكرارات المثوية للمجموعتين:

التكرارات المئوية للحضريين	تكرارات الأطفال الحضريين	التكرارات المئوية للريفيين	تكرارات الأطفال الريفيين	ن
٥	١	٨	۲	<b>- Y</b>
۳٠	٦	٨	٠٢	<u>-</u> ٤
٧٠	٤	47	٧	٦-
٣٥	· <b>v</b>	**	٨	-۸
	صفر	۱۲	٣	-1.
۰	١	٨	۲	- \ Y
۰	١	ź	١	- \ ٤
1	۲٠	1	40	ع ك

وفيما يلي المنحنى التكراري (شكل ١٣) الذي يعشل التوزيمين التكرارين لمجموعتي الأطفال الريفيين والأطفال الحضريين والتكرارات المعثلة على المحور الصادي والتكرارات المثوية. وسنعثل كل ١سم (واحد سنتيمتر) بخمس تكرارات.



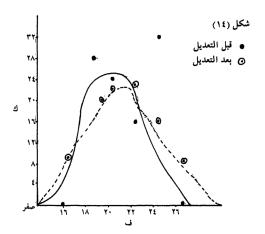
ويلاحظ على هذا الرسم أن المنحنى الخاص بالأطفال الريفيين قد تغاضينا عند توصيل النقط الممثلة للتكرارات عن التكرارات المثوية المقابلة للفقات ٤ ـ ، ١٠ وفي المنحنى الخاص بالأطفال الحضريين قد تغاضينا عند توصيل النقط الممثلة للتكرارات عن التكرارات المتوية المقابلة للفئات ٦ ـ ، ١٠ وبالنسبة للأطفال الريفيين تغاضينا عن التكرارات المثوية المقابلة للفئات ٤ ـ ، ١٠ ـ . وليس خاف على أذهاننا أن تلك النقط الممثلة للتكرارات والتي تغاضينا عنها عند رسم المنحنى راجعة إلى عيوبة تتمثل أما

في الاختبار، أو في اختبار العينة، أو أنه راجع لطبيعة السمة نفسها. ولذلك فإنه من الممكن إجراء تسوية لهذه التكرارت المئوية.

جـ تعديل التكرارات المثوية: كما سبق أن تبين في الفقرة السابقة من وجود عيوب في المنحنى التكراري المشوي كما يحدث في المنحنى التكراري (قبل تحويل تكراراته لتكرارات مثوية) وكما سبق أن تبين لنا أيضاً أنه في هذه الأحوال يتم عمل تعديل للمنحنى التكراري فإنه من الممكن أيضاً عمل تعديل للتكراري يمثل توزيع أعمار ٢٥ طالباً من طلبة قسم العمارة بكلية الهندسة والتكرارات المشوية والمتوسطات المتحركة لهذه التكرارات المثوية.

ك / بعدالتعديل	متوسطات متحركة التعديل	ك ٪مئوي	చ	ٺ
		(صفر)		
9,77	$\frac{-\frac{1}{2} - \frac{1}{2}}{2} = \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$	صفر		(- 17)
17,44	٢٨ + صفر + ٢٤ = ٢٥ = ١٠ ١٧	47	٧	. – ۱۸
44,77	37 + A7 + 71 = AF = Y YY	71	٦	- 40
72,	$\gamma_{\xi}^{1} = \frac{\gamma_{Y}}{m} = \frac{\gamma_{Y} + \gamma_{\xi} + \gamma_{\eta}}{m}$	١٦	٤	- 44
17,	۱۲ + ۲۲ + صفر = ٤٨ = ١٦	44	٨	_ Y £
10,70	صفر + ۳۲ + صفر = ۳۲ = ۱۰, ۱۷	صفر		(- ٢٦)
	۳ ۳	(صفر)		
1,	مجـ ك مثوي بعد التسوية	1	.70	2-4

وفيما يلي المنحنى التكراري شكل (١٤) للتكرارات المئوية قبل وبعد التعديل:



ويلاحظ في الرسم الموجود بشكل (١٤) أنه قد تم التغاضي عن التكرارات المقابلة للفتتين ١٨ ـ ، ٢٤ ـ عند رسم منحنى التكرارات المثوية قبل التسوية.

# د ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحنى في حالة تساوي مجموع التكرارات:

يتم رسم المنحنى مباشرة دون تحويل التكرارات إلى تكرارات مثوية كما يمكن رسم منحنى التوزيعين معاً في رسم واحد إذا كانا متفقين في الفئات أي لهما نفس الفئات أما إذا كان كل توزيع له فئاته الخاصة به سواء من حيث المدى أو العدد فإنه من الفرورة عمل كل توزيع خاص. ويبين التكرارين التالين توزيع درجات مجموعتين من عمال النسيج

على أحد اختبارات تمييز الألوان Color Discrimination Test وعدذ العمال في كل مجموعة ٤٠ عاملاً وهما مختلفان في عدد الفئات وفي مدى الفئة:

2	ف
۲	-٣
. 1	-٦
١٥	-9
11	-14
١٠	-10
١ ،	- ۱۸
٤٠	24

1	ف
١ ،	_0
١	-1.
١٨	- 10
10	_ 7.
۳	_ 40
٣	-40
1 1	2-4

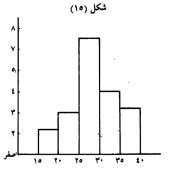
ويتم رسم المنحنى التكراري لهاتين المجموعتين كما سبق أن ذكرنا كما أنه من الممكن عمل تسوية لتكرارات كل مجموعة باستخدام المتوسطات المتحركة.

# ٣ ـ المدرج التكراري

يختلف المدرج التكراري عن كل من المنحنى والمضلع التكراري في أنه في حين يكون تمثيل التكرار في كل من المنحنى والمضلع بنقطة في مركز الفئة فإنه في المدرج يمثل التكرار بمستطيل يرسم على الفئة كلها من بدايتها إلى نهايتها.

فيما يلي جدول تكراري لتو زيع مستوى الأداء في العمل لدى مجموعة من الموظّفين الكتابيين موظفاً:

실	ŗ
۲	- 10
٣	- 4 •
٨	_ 40
٤	-40
٣	-40
٧٠	بح. ك



أ ـ تعديل المدرج التكراري: يتم التعديل (كما في المنحنى والمضلع) باستخدام المتوسطات المتحركة. وفيما يلي توزيع تكراري للرجات مجموعة من الأحداث الجانحين عددهم ٢٠ جانحاً على اختبار الاكتاب.

<u>ల</u>	ٺ
۲	- 4
٣	- <b>£</b>
۲	٦ -
٦	-۸
۲	-1.
٥	- 17
۲٠	실수

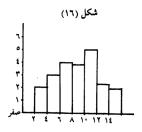
وواضح من التوزيع السابــق وجــود ثلاث قمــم مرتفعــة وقمتين منخفضتين أما القمم المرتفعة فهي التكرارات المقابلة للفئات ٤ ـ ، ٨ ـ ، ١٢ ـ .

أما القمم المنخفضة فهي التكرارات المقابلة للفثات ٦ ـ ، ١٠ ـ .

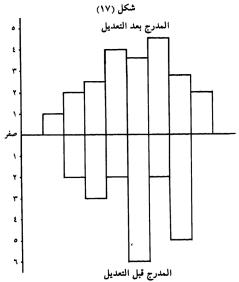
ولما كانت هذه الارتفاعات والانخفاضات المتمثلة في التكرارات تمثل عيوباً في التوزيع راجع للعينة أو للاختبار... إلغ. وجب على الباحث عمل تسوية لها للتخلص منها. وفيما يلي تسوية لهذه التكرارات بالمتوسطات المتحركة:

ك معدل	المتوسطات المتحركة	1	ٺ
		(صفر)	
٠,٦٧	$\frac{Y}{W} = \frac{Y}{W} = \frac{Y}{W} = \frac{Y}{W}$	صفر	(صفر ـ )
1,77	۲ + صفر + ۳ = ٥ = ۲ ۱	۲	-۲
7,44	Y 1 = V = Y + Y + Y	٣	- ٤
۳,٦٧	$\frac{m}{r} = \frac{11}{r} = \frac{7 + r + r}{r}$	۲	-٦
٣,٣٣	$\frac{h}{h} = \frac{h}{1} = \frac{h}{1} = \frac{h}{h} = \frac{h}{h}$	٦	۰۰
٤,٣٣	1 + 7 + 0 = 4 = 4 3 × 4 × 4 × 4 × 4 × 4 × 4 × 4 × 4 × 4	۲	-1.
۲,۳۳	<del>٥ + ۲ + صفر = ۷ = ۳ ۲ مفر = ۷ = ۳ ۲ مفر = ۲ ۲ ۲ مفر = ۲ ۲ مفر = ۲ ۲ ۲ ۲ مفر = ۲ ۲ ۲ ۲ مفر = ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ </del>	•	-17
1,77	<u>صفر + ٥ + صفر = ٥ = ٢ ١</u>	صفر	(-18)
	·	صفر	
۲٠,٠٠		۲٠	- <del>\$</del>

ويبين الرسم التالي المدرج التكراري بعد التعديل شكل (١٦):



وفي حالة المدرج التكراري يكون من الصعب رسم المدرج قبل وبعد التسوية في رسم واحد إلا إذا استخدم الباحث في ذلك الألوان أو التظليل



بلون للمدرج قبل التسوية وبلون آخر للمدرج بعد التسوية. ولذلك يقترح البعض أن يكون رسم المدرجين (قبل وبعد التسوية) في رسم واحد على أن يكون أحدهما في جهة والآخر في جهة ثانية ويوضح الرسم الذي في الشكل (١٧) ذلك الكلام.

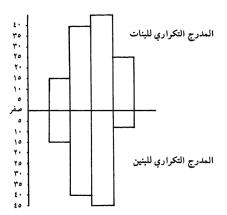
ب - المقارنة بين توزيعين بالمدرج التسكراري في حالة عدم تساوي
 التكراري.

في هذه الحالة يتم تحويل التكرارات إلى تكرارات مثوية وبعد ذلك يمكن المقارنة بين التوزيعين في رسم واحد كما في شكل (١٥).

وفيما يلي توزيعين تكراريين لمجموعتين من الأطفال الذكور والأناث من حيث التعاون في مجال اللعب Cooperation وعدد مجموعة الذكور ٢٠ ومجموع الأناث ٢٥.

ك ٪ بنين	ك ٪ بنات	ك بنين	ك بنات	ن
١.	17	۲	۴	_0
٤٥	۲۸	٩	٧	-10
٤٠	٤٠	٨	1.	-10
٠	Ÿ٠	١	٥	- 40
1	1	٧.	Y0	المجموع

وفيما يلي المدرجين التكراريين لتوزيع درجات البنين والبنات في السلوك التعاوني شكل (١٦).



ويلاحظأننا في الرسم السابق شكل (١٨) قد مثلنا كل خمس تكرارات بواحد سنتيمتر .

جـ المقارنة بين توزيعين بالمدرج التكراري في حالة تساوي التكرارات:

يتم مباشرة تعثيل التوزيعين في رسم واحد كما في الشكل (١٦) من التكرارات الأصلية.

# ٤ - توضيح التكرار المتجمع الصاعد «بالرسم»

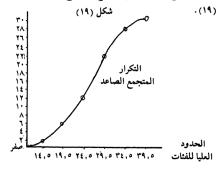
يمكن تمثيل التكرار المتجمع الصاعد في رسم بياني باستخدام المضلع أو المنحى التكراري بحيث يشير المحور السيني للحدود العليا

للفثات ويشير المحور الرأسي للتكرار المتجمع الصاعد.

وفيما يلي أحد التوزيعات التكرارية التي توضح درجات مجموعة من الأناث على أحد الاختبارات السوسيومتربة Sociometric Test

ك متجمع صاعد	الحدود العليا للفئات	1	ٺ
Y	18,0	۲	18-1.
٦	19,0	٤	19-10
١٣	71,0	٧	78-7.
۲۱	44,0	٨	79 - 70
77	71,0	٦	WE _W.
٣٠	۳۹,٥	٣	44 _ 40
		۳٠	المجموع

ويوضح الشكل الأتي المضلع المتجمع الصاعد لهذا التوزيع شكل

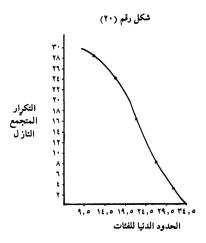


ه ـ اتوضيح التكرار المتجمع النازل «بالرسم»

ويمكن تمثيل التكرار المتجمع النازل أيضاً في رسم بياني باستخدام المضلع أو المنحنى التكراري. ويتم ذلك بعد حساب الحدود الدنيا للفتات وللتكرار المتجمع النازل. ويمثل الجدول التالي المتجمع النازل للمشال السابق (درجات مجموعة الأناث على الاختبار السوسيومتري).

التكرار المتجمع النازل	الحدود الدنيا اللفئات	গ	ٺ
۴٠	۹,٥	٧	18-1.
44	١٤,٥	٤	19-10
7£	19,0	٧	74_7.
17	71,0	٨	74 _ 70
4	79,0	٦	45-4.
٣	٣٤,٥	٣	<b>79</b> _70
		٣٠	المجموع

ويمثل الرسم التالي شكل (٢٠) المضلع المتجمع النـــازل للتــكرار المتجمع النازل في الجدول السابق.



أسئلة للمراجعة العامة للجزء السابق

١ ـ فيما يلي درجات خمسين تلميذاً من تلاميذ التدريب المهني على
 اختبار الاستدلال الميكانيكي Mechanical Reasoning .

١٣	10	11	٦	17
٦	٣	4	1.	٨
٨	۱۸	۱۸	٧.	٦
17	<b>Y</b>	17	10	١٥
14	18	4	14	١٤
٧.	11	•	٨	17

19	11	١٤	1.	10
صفر	14	٦	4	صفر
٥	17	14	17	17
19	١.	17	17	٧

والمطلوب توزيع الدرجات السابقة في جدول تكراري مدى الفئة فيه ٣. ثم إعادة توزيع نفس هذه الدرجات في جدول تكراري آخر مدى الفئة منه ٤.

 ٢ ـ يمثل الجدول التكراري الأتي درجات مجموعة من العاملات في مصنع تغليف علب الحلوى على اختبار السرعة اليدوية Manual Speed.

IJ	ŗ
1	-1.
4	- 10
١٠	- 4.
٥	- 40
۳۰	المجموع

## والمطلوب:

أ\_تعديل التوزيع السابق.

ب ـ رسم المضلع التكراري قبل وبعد التعديل.

جـ ـ حساب التكرار النسبي.

د \_ حساب التكرار المئوي.

٣ ـ فيما يلي توزيع الدرجات لمجموعة العمال قبل وبعد التدريب على

اختبار لقياس التآزر بين اليدين: Two Hand Co-ordination

. التدريب	التوزيع بعد	للتدريب	التوزيع قبإ
4	ن	গ	ٺ
•	-17	٧	-1.
۰	- 17	٨	-10
١٥	- 77	14	_ Y•
۹ .	- 44	۱۰	- 40
١٠	-47	٩	- 40
٣	-47	۲	- 40
٣	- £ Y	۲	- £·
٥٠	المجموع	۰۰	المجموع

#### والمطلوب:

أ ـ رسم المضلع التكراري للتوزيع قبل التدريب.

ب ـ رسم المدرج التكراري للتوزيع بعد التدريب.

جـ ـ عدل التوزيع قبل وبعد التدريب باستخدام المتوسطات المتحركة .

يمثل التوزيع التكراري الآتي درجات ٢٥ خمسة وعشرين شخصاً
 على اختبار الذكاء العملي: Performance Intelligence.

ف ۷۰ ۸۰ ۸۰ ۹۰ ع

70 7 8 1. 0 7 4

والمطلوب:

- أ ـ حساب نسبة الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٨٤,٥ باستخدام التكرار المتجمع الصاعد.
- ب ـ حساب نسبة الأفراد الذين تزيد درجاتهم عن ٥, ٧٩ باستخدام التكرار المتجمع النازل.
  - ج \_ إرسم المنحني المتجمع الصاعد للتوزيع السابق.
    - د ـ إرسم المنحني المتجمع النازل للتوزيع السابق.
- ديما يلي درجات مجموعتين من تلاميذ المدارس على اختبار الشخصية أحداهما لتلاميذ المدارس الأميرية والأخرى لتلاميذ المدارس الخاصة. وعدد تلاميذ المدارس الأميرية ٣٠ ثلاثين. وعدد تلاميذ المدارس الخاصة ٢٠ عشد بن.

تلاميذ		تلاميذ	
	بة)	دارس أميري	<b>^</b> )
٦	10	٥	٦
١٠	17	٩	٥
40	*1	۲.	١.
11 .	١٤	14	١٥
1 &	18	17	٧
٧	4	٤	٨
٨	٦	٧	4
٦	11	٨	٣
٥	١٠	11	11
١.	• •	14	۱۳
	رمدارس ۲۰ ۱۱ ۱۱ ۲ ۷ ۲ ۸	5)       (aklew)         10       F         11       11         12       07         11       11         12       11         14       31         15       7         1       7         1       7         1       11         1       7         1       1         1       1	الدارس أميرية) (مدارس الدارس أميرية) (مدارس الم الم الم الم الم الم الم الم الم الم

والمطلوب:

أ ـ المقارنة بين توزيع درجات المجموعتين.

.ب ـ تعديل التوزيع لدرجات المجموعتين.

ج ـ رسم المدرج التكراري لدرجات تلاميذ المدارس الأميري.

د ـ رسم المنحني التكراري لدرجات تلاميذ المدارس الخاصة .

٦ - فيما يلي أعمار ٥٠ خمسين شخصاً أجرى عليهم أحد الباحثين
 دراسة سيكولوجية .

والمطلوب: عمل جدول تكراري لهذه الأعمار ثم تمثيل هذا الجدول بطريقتين من طرق الرسم .

سنة	شهر								
٣	-	٣	۲	۳	۲	۲	٣	ه ا	٧
٤	٧	ه ا	٦	۳	-	٣	٤		٣
٥	۰	٦	٥	۰	4	٤	٤	7	4
۳	٤	۰	٨		-	-	٨	۲	٦
٥	٦	٧	-	-	٦	٤	٦	٣	٧
٣	11	٦	11	۳	١	۰	٤	۰	4
٤	٧	٦	١٠	٤	٧	٣	١	٤	٣
۴	٣	٣	4	٦	٦	٤	1	۲	٤
•	١.	٤	١	۰	٠ ٤	٤	٧	٤	-
_ 7	٨	٥	١٠	۰	٨	۰	۲	۳	٤.

# خامساً مقاييس النزعة المركزية CENTERAL TENDENCY M.

تبين من خلال الجزء السابق كيف استطاعت الإحصاء عن طريق توزيع الدرجات أو القيم في جداول تكرارية وتمثيل هذه التوزيعات التكرارية بالرسم أن تمد الباحث بكثير من الخصائص والصفات التي تتميز بها هذه الدرجات، والتي تعكس أيضاً بمجرد النظر مدى دقة البحث أو الدراسة التي تم عملها والمتمثلة في:

 اختيار العينة أي هل أختار الباحث العينة التي أجرى عليها بحثه بأحد الطرق العلمية المعروفة في اختيار العينات أم كان اختياره لها يعتمـد على أسلوبه الشخصي والذاتي Subjective.

٢ - الاختبار أو الآداة المستخدمة أي هل استخدم الباحث الآداة التي أجرى عليها الكثير من المعالجات بحيث أصبحت مناسبة لمستوى عمر ولمستوى تعليم العينة التي يجسري عليها اللراسة أم استخدم أداة Tool صالحة للأطفال على الكبار أو استخدم أداة صالحة للكبار على الأطفال ، من ناحية ثانية استخدم أداة صالحة للمتعلمين على الأميين؟

ولا تقتصر حاجة الباحث من الدرجات الخام عند هذا الحد، كما أن ما تقدمه الإحصاء يتعدى مجرد توزيع الدرجات في جداول تكرارية وتمثيلها بالرسم إلى تلخيص هذه الدرجات جميعاً وتركيزها في درجة أو قيمة واحدة تغني وتعبر عن كل قيم ودرجات المجموعة. ويطلق على تلك الأساليب التي تمد الباحث بهذه القيمة بالمترسطات Averages أو القيم المركزية أو النزعة المركزية أو النزعة المركزية و النزعة الأساليب:

- 1 \_ المتوسط الحسابي (أو الوسط الحسابي) Arithematic Mean
  - ٢ \_ الوسيط (أو الأوسط) Median
    - ٣ \_ المنوال (أو الشائع) Mode

ولهذه الأساليب قيمة تطبيقية في حياة الإنسان فلا تكاد تخلو حياته من الأرقام فصاحب المصنع يحتاج لمعرفة متوسط إنتاج مصنعه اليومي خلال الشهر فيقوم بجمع إنتاج كل يوم من أيام الشهر وقسمة الناتج على ثلاثين يوماً (أو ٢٨ أو ٣١) حيث يفيده ذلك في مقارنة متوسط إنتاج هذا الشهر بالشهر السابق أو الأسبق فيعرف من خلال المقارنة هل حدثت زيادة في إنتاج هذا الشهر الم حدث انخفاض فيبحث في سببه ويقوم بعمل الإجراءات التي تساعد على عدم تكرار ذلك.

# ١ ـ المتوسط الحسابي (أو الوسط الحسابي)

يعرف البعض المتسوط الحسابي لمجموعة من الدرجات أو القيم بأنه القيمة التي لو وزعت على كل فرد من أفراد العينة لكان مجموع هذه القيم هو المجموع الحقيقي للقيم الأولى. ويعرفه البعض الآخر بأنه متوسط عدد من القيم هو خارج قسمة مجموع هذه القيم على عدها. فلو كان لدينا عشرة أقراد طبقنا عليهم اختباراً للذكاء وكانت درجات هؤلاء الأفراد العشرة هي:

٥٧- ٢٠- ١١٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ١٠٠ - ١٠٠

فإننا نقوم بجمع هذه الدرجات (٨٩٥) وقسمة الناتج على عشرة

(فیکون المتوسط  $\frac{\Lambda 90}{110}$  = ه  $(\Lambda 9, 0)$  کما یلي:

ويرمز للمتوسط الحسابي (٥, ٨٩) بالرمز «م».

ويرمز لمجموع القيم (٨٩٥) بالرمز مجـ س.

ويرمز لعدد القيم (١٠) بالرمز ن.

ويكون المتوسط الحسابي على أساس ذلك م = غِ<u>مَّ مُنْ</u> وهناك ثلاث طرق للحصول على المتوسط الحسابي هي:

١ .. الطريقة العادية أو الشائعة.

٢ ـ طريقة مراكز الفئات.

٣ - الطريقة المختصرة.

## أ ـ الطريقة الشائعة أو العادية

وهي الطريقة التي نستخدمها في حياتنا اليومية وهي التي سبق الكلام عنها، ونسوق مثالاً آخر عليها فلو فرض أن القيم الآتية تمثل الإنتاج اليومي خلال أسبوع لمجموعة من عمال الصلب:

A-14-Y-11-10-17

فيكون مجموع هذه القيم هو:

Y + 0 / + / Y + Y + Y / + \ A = \ Y

ويكون المتوسط الحسابي لهذه القيم هو:

17.77 = 7.77

أي أن مجـ س = ٧٦

، ن = ٢

17,77 = , ,

## ب ـ طريقة مراكز الفئات

الطريقة السابقة «الشائعة» هي التي نستخدمها في حياتنا اليومية عندما نكون بصدد عدد قليل من القيم كما في الأمثلة السابقة. لكن الحياة اليومية تتميز بالأعداد الكبيرة من معدلات الإنتاج... إلخ. بحيث لو استخدمنا فيه مع هذه الأعداد الكبيرة الطريقة العادية حدثت الكثير من الأخطاء. ولنا أن نتوقع أن يقوم صاحب مصنع بقسمة مجموع إنتاج مصنعه خلال العالم على عدد أيام السنة وهو ٣٦٥ يوماً ، أو بقسمة مجموع إنتاج العمال (بعد جمعه) على عدد العمال البالغ عددهم ألفين من العمال مثلاً. ولا يتوقف الأمر على احتمال وقوعه في الأخطاء بل أن هذه الطريقة وما تتطلبه من جمع وقسمة تستغرق وقتاً طويلاً وجهداً مضنياً يتنافى مع ما يقدمه لنا العلم من اقتصاد في الوقت والجهد.

وتقوم طريقة مراكز الفشات أساســاً علـــى توزيع القيم في جدول تكراري، فلو فرض وطبقنا اختباراً من اختبارات الشخصية على ٥٠ شخصاً وكانت درجاتهم على النحو الآتى:

7V 79 W. WY 7Y

17

AY 73 A 03 .03

YV 11 0 T1 10

TV Y0 TV YA Y1

19 48 40 40 44

TO 19 29 29 27

77 YE YV TO TA

17 77 18 77 77

فإننا نقوم بتوزيع هذه القيم في جدول تكراري كما يلي:

س × ك	س	-1	ن
١٥	٧,٥	. Y	- 0
17,0	17,0	١	-1.
177,0	۱۷,٥	٧	_ 10
۱۸۰,۰	۲۲,0	٨	_ *•
۳۳۰,۰	۲۷,٥	17	_ 70
177,0	44,0	۰	- 4%
۴۰۰,۰	۳۷,٥	۸	_40
۸۵,۰	٤٢,٥	۲	_ £ •
747,0	٤٧,٥	۰	_ 20
1880, .		٥٠	

وتتلخص الخطوات التي يتم بها الحصول على المتوسط الحسابي بهذه الطريقة فيما يلى:

١ ـ توزيع القيم في جدول تكراري.

Y \_ الحصول على مراكز الفشات (س) ويتم ذلك بجمع الفئة الأولى + الفئة الثانية وقسمة الناتج على اثنين (في المثال السابق:  $\frac{9+1}{7}$  = 0, V) ليتم الحصول على مركز الفئة الأولى وللحصول على مركز الفئة الثانية يكون أما بجمع الفئة الثانية + الفئة الثالثة وقسمة الناتج على اثنين كما في الفئة الأولى أو بإضافة ملى الفئة (وهي هنا = 0) على مركز الفئة السابقة فمثلاً مركز الفئة الأولى = 0, V فيكون مركز الفئة الثانية 0, V + 0 = 0, V فيكون مركز الفئة الثانية 0, V + 0 = 0, V فيكذا مراكز باقى الفئات .

٣ ـ يتم ضرب مراكز الفئات في التكوارات (س × ك) أي ضرب مركز
 كل فئة في تكرارها فمثلاً مركز الفئة الأولى ه ,٧ وتكوار هذه الفئة ٢ فيكون
 س × ك = ٢ × ٧ ، ٩ . ٩ وهكذا .

 ٤ ـ نقوم بحساب مجـ س × ك وذلك بجمع ناتج ضرب مراكز الفئات في التكرارات (١٤٤٥).

٥ ـ نقوم بتطبيق القانون الأتي:

أي أن متوسط درجات المجموعة (٥٠ شخصاً) على اختبار الشخصية هو ٨,٨٩ درجة.

# جـ الطريقة المختصرة

لاحظنا ما تنطوي عليه طريقة مراكز الفئات أيضاً من صعوبات تتمثل في عملية ضرب التكرارات في مراكز الفئات، وما بكل من مراكز الفئات (س) وضرب مراكز الفئات في التكرارات من كسور تعرض الباحث لكثير من الاخطاء سواء في الجمع أو الضرب. ولذلك فإن حساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة تغني الباحث من الوقوع في مثل هذه الاخطاء فيتم الحصول عليه بسهولة وبسرعة. وتقوم هذه الطريقة على أساس الانحراف الفرضي فتفرض مركزاً صفيرياً في منتصف التوزيع التكراري يزيد واحد صحيح في اقترابها من النهاية الكبرى للتوزيع وتقل في كل خطوة واحد صحيح في إقترابها من النهاية الصغرى للتوزيع وتقل في كل خطوة واحد الفرضي في التكرارات. وبالنسبة للتوزيع التكراري في المثال السابق تتم العمليات الآتية على هذا الجدول كما يتبين لنا فيما يلي:

كح	خ	1	ٺ
۸_	٤ ــ	۲	_0
٣-	٣_	١	-10
۱٤ –	۲_	٧	- 10
۸-	١-	٨	_ ٢٠
صفر	صفر	17	- 40
<b>o</b> +	۱+	ه	-40
19 +	۲+	٨	-40
٠٦ +	۳+	۲	- £ ·
۲۰ +	<b>£</b> +	٥	£0
۳۳_		۰۰	المجموع
<b>٤</b> ٧ +			
18 +			

ويتبع ما يلمي في الحصول على المتوسط الحسابسي بالطريقة المختصرة.

١ - حساب الانحراف الفرضي أو الفرض الصفري ويرمز له بالرمز ح وذلك كما سبق أن بينا وهو وضع صفر في منتصف التوزيع يزيد واحد صحيح في اقترابه من النهاية الكبرى للتوزيع ويتضح ذلك إذا نظرنا للانحراف الفرضي + ٢ نجد أنه يقابل الفئة ٣٠ - والانحراف الفرضي واحد صحيح في الفئة ٣٠ - . . . وهكذا . وينخفض الانحراف الفرضي واحد صحيح في اقترابه من النهاية الصغرى للتوزيع ويتضح ذلك إذا نظرنا للانحراف الفرضي - ١ نجد أنه يقابل الفئة ٢٠ - والانحراف الفرضي حدا المفرضي مذاب المعداور تمثيل وهكذا . ولعلنا نشذكر أن الانحراف الفرضي هذا مشابه لمحاور تمثيل

البيانات بالرسم البياني فمثلاً المحور السيني أو المحور الصادي نجد أنه يتخذ له وسطاً مقداره صفر ثم يتزايد تزايداً موجباً في جهة وينقص تناقصاً سالباً في جهة أخرى كما نرى في الرسم الآتي:

٢ ـ ضرب كل انحراف فرضى في التكرار المقابل له لتحصل على ك

. خ

٣ - جمع حاصل ضرب الانحراف الفرضي في التكرارات وفي هذه الخطوة سنجد لدينا مجموعتين من الدرجات أحدهما ذا إشارات سالبة (وهو ضرب الانحراف الفرضي السالب في التكرارات) والآخر ذا إشارات موجة. وفي هذه الحالة يتم جمع كل مجموعة على حدة ثم يطرح الصغير من الكبير وتكون إشارة حاصل الجمع حسب إشارة المجموع الكبير فلو كان مجموع النواقص - ٢٠ ومجموع الزوائد + ١٥ كان الناتج - ٥ ولو كان مجموع الزوائد + ٢٠ ولو كان مجموع النواقص صلاية صفراً.

٤ ـ نقوم بعد ذلك بتطبيق القانون الأتي:

م = مركز الفئة الصفرية <u>+ مجـ ك ح / ×</u> ف

حيث أن:

م = المتوسط الحسابي

مركز الفئة الصفرية = الفئة المقابلة للصفر + الفئة التي بعدها =

YV, 0  $\frac{oo}{Y} = \frac{YV + YO}{Y} = \frac{oo}{Y}$ 

ع. ك ح = مجموع ضرب التكرارات في الانحراف الفرضي.

مجـ ك = مجموع التكرارات.

ف = مدى الفئة.

= تتحدر هذه الإشارة حسب إشارة الناتج في عمود مجـ ك ح .

# (٢) الوسيط (أو الأوسط)

يعرف الوسط Median بأنه الدرجة التي تقع في وسط (منتصف) تو زيع درجات مجموعة الأفراد. أو هو الدرجة التي يكون موقعها في منتصف المجموعة تماماً بين ترتيب هذه الدرجات فيكون قبلها نصف عدد الدرجات ويكون بعدها النصف الباقي لعدد الدرجات. فلو كان لدينا مجموعة من الأفراد عددهم خمسة طبق عليهم اختباراً لقياس القدرة العددية ability وكانت درجائهم على هذا الاختبار هي : ٣ - ٥ - ٩ - ٨ - ٣ فإننا نقوم بترتيب هذه الدرجات بطريقتين على النحو الآتي:

تصاعدياً: ٥-٦-٨-٩-١٣.

فيكون الوسيط ٨ لأنه يقع في الوسط تماماً وعدد الدرجات التي قبله (٢٠٥) نصف عدد الدرجات، وعدد الدرجات التي بعده (١٣٠٩) هي النصف الآخر.

أو تنازلياً: ١٣ ـ ٩ ـ ٨ ـ ٦ ـ ٥

فيكون الوسيط ٨ لأنه يقع في الوسط تماماً أيضاً.

وسنذكر فيما يلي كيفية حساب الوسيط من القيم الخام ومن الجـدول التكراري ومن الرسم باستخدام التكرار المتجمع الصاعدوالنازل المثويين.

أ ـ حساب الوسيط من القيم الخام:

١ \_ في حالة الأعداد الفردية :

أي عندما يكون عدد العينة التي يجري عليها الباحث دراسته فردية كأن

یکون قد أجری بحثه علی ثلاثة أفراد أو خمسة أو سبعة أو ۹ أو ۱۱ أو ۱۳ أو ۱۰ أو ۱۷ أو ۱۹ أو ۲۱ . . . . همكذا .

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة من سبعة أطفال لمعرفة القدرة على التذكر لديهم وكانت أعمارهم:

V-9-17-11-0-9-V

ولحساب وسيط هذه الدرجات نقوم بترتيبها ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً . كما سبق أن بينا على النحو الآتي :

17-11-9-9-4-4-0

فيكون حساب الوسيط كالأتي:

رتبة و =  $\frac{\dot{0} + \dot{0}}{v}$ 

حيث و = الوسيط، ن = عدد القيم أو درجات الأفراد أي عدد أفراد العينة .

١ = أى أن الدرجات فردية ليكن رتبة الوسيط حسب ذلك:

رتبة الوسيط =  $\frac{V+V}{V}$  = \$

أي أن رتبة الوسيط هي الدرجة الرابعة أي الدرجة ٩

٢ ـ في حالة الأعداد الزوجية:

ويكون ذلك عندما يقوم الأخصائي بإجراء دراسته على عينة من الأفراد عددهم زوجي أي فردين أو أربعة أفراد أو ٦ أو ٨ أو ١ أو ١٢ أو ١٤ أو ١٦ أو ١٨ وهكذا.

مثال:

أجريت دراسة على عينة من العمال عددهم عشرة وكانت أجورهم كما يلي:

. 1A - YE - Y1 - 10 - 19 - 1V - Y0 - 9 - 1W - Y.

فيكون ترتيب هذه الأجور ترتيباً تصاعدياً كما يلي:

70-78-71-7.-19-11-17-10-17-9

وبالنظر للدرجات السابقة نجد أن هناك قيمتين في الوسط هما ١٩، ١٩ يسبقهما نصف الدرجات ٩، ١٣، ١٥، ١٧ ويجيء بعدهما النصف الباقي من الدرجات ٢٠، ٢١، ٢٤، ٢٥ ويمكن تحديد رتبة القيمتين اللتين في الوسط على النحو الآتي:

رتبة القيمة الأولى  $=\frac{\dot{U}}{\gamma}$  وهي في المثال السابق  $=\frac{\dot{V}}{\gamma}$  = ٥

أى القيمة التي يكون ترتيبها الخامس وهي القيمة ١٨.

أى القيمة التي يكون ترتيبها السادس وهي القيمة ١٩.

وبعد ذلك يمكن حساب الوسيطكما يلي:

الوسيط = مجموع القيمتين اللتين في الوسط

وبالتعويض في المثال السابق:

 $14, 0 = \frac{\pi V}{V} = \frac{19 + 14}{V} = \frac{\pi}{V} = 0$ 

ب \_ حساب الوسيط في الجدول التكراري:

ويتسم ذلمك عندما يكون البحث الذي أجري ذا أعداد كبيرة ويكون

الاحتمال كبيراً للوقوع في الخطأ إذا استخدمت الطريقة السابقة، هذا بالإضافة إلى صعوبة تطبيقها. وفي مثل هذه الاحوال (الأعداد الكبيرة) لا بد من توزيع الدرجات في جدول تكراري فلو فرض وكان لدينا جدولاً تكرارياً التوزيع درجات مجموعة من الأفراد عددهم خمسين على اختبار للتوتر كما يلى:

فإنه يلزم إيجاد التكرار المتجمع الصاعد لإكمـال الجـدول تمهيداً للحصول على الوسيط.

تكرار متجمع صاعد	গ	ن
٣	٣	_ 0
14	١٤	-1.
**	١٠	-10
٣٦	٩	- 4 •
٤٨	۱۲	_ 40
٥٠	۲	-4.
	۰۰	

ويكون حساب الوسيط باستخدام القانون الآتي:

و = الحد الأدنى للفئة الوسيطية +

# رتبة الوسيط ـ تكرار متجمع صاعد للفشة قبل الوسيطية × مدى الفشة تكرار الفشة الوسيطية .

حيث أن:

و = الوسيط

الحد الأدنى للفئة الوسيطية =

وهي الفئة التي يقع فيها التكرار المتجمع الصاعد لرتبة الوسيط فمثلاً رتبة الوسيط في المثال السابق = ٢٥ وموقعها في التكرار المتجمع الصاعد بين التكرار المتجمع الصاعد ١٧، ٢٧ أي أن الحد الادني للفئة الوسيطية هو ١٥ -

مجموع التكرارات مقسومة على اثنين

رتبة الوسيط=

# تكرار متجمع صاعد للفئة قبل الوسيطية =

أي التكرار المتجمع الصاعد للفشة قبل الوسيطية فالفئة قبل الوسيطية في التكرار السابق هي الفئة ١٠ ـ والتكرار المتجمع الصاعد المقابل لها هو ١٧.

تكرار الفئة الوسيطية =

التكرار الأصلي المقابل للفئة الوسيطية فإذا كانت الفئة النوسيطية هي ١٥ ـ فإن تكرارها هو ١٠.

مدى الفئة =

وهو في هذا المثال يساوي ه.

وبالتعويض من القانون في المثال السابق: 
$$e = e + \frac{1 - Y - Y}{1} \times e = e + \frac{\Lambda}{1} \times e$$

# جـ - حساب الوسيط عن طريق الرسم :

ويمكن حساب الوسيط بالرسم وذلك بحساب التكرار المتجمع النازل والتكرار المتجمع الصاعد.

مثال :

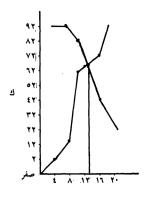
أجريت دراسة على ٤٠ أربعين شخصاً لمعرفة اتجاهاتهم نحو الحرب والسلام فكانت درجاتهم موزعة كما يلى:

تكرار متجمع صاعد مثوي	تكرار متجمع صاعد نسب <i>ي</i>			Ĺ.
4	, • ٢	١	١	- ٤
11	, 1 £	٦	۰	- ^
7.7	٠,٦٢	19	۱۳	-17
VY	٠,٧٢	79	١٠	-17
١٠٠	١,٠٠	٤٠	۱۱	- 4.
			٤٠	

ويكون التكرار المتجمع المئوي النازل لهذا التوزيع هو:

تكرار متجمع ناز ل مثوي	تكرار متجمع نازل نسبي	تكرار متجمع ناز ل	ن	এ
1	١,٠٠	٤٠	١	- £
4٧	٠,٩٧	44	۰	٨٠
۸٥	۰٫۸۰	4.5	١٣	- ۱۲
۲٥	٠,٥٢	71	١٠.	-17
44	٠, ٢٧	11	١١	- 4.
			٤٠	

ويتم رسم المنحني لكل من التكرار المئوي الصاعد والتكرار المئوي النازل كما يلي:



وبطبيعة الحال فإن قيمة الوسيط تتحدد بإسقاط خط على محور الفئات عند تلاقي المضلع التكراري المثوي الصاعد مع المضلع التكراري المثوي النازل، وتكون قيمة الوسيط عند النقطة التي يقع عندها الخط الساقط في محور الفئات وبطبيعة الحال فإن قيمة الوسيط عن طريق الرسم لا تكون بنفس دقة حسابه عن طريق الجدول التكراري كما في ثانياً.

# (٣) المنوال Mode

المنوال هو أكثر القيم التي تحصل على أكبر تكرار، وعلى ذلك يعتبر المنوال أكثر الدرجات شيوعاً. وهناك طريقتين للحصول على المنوال الأولى حسابية من الجدول التكراري والثانية عن طريق المرسم:

وهناك طريقتين للحصول على المنـوال الأولـى بصـورة حسـابية من الجدول التكراري والثانية عن طريق الرسم:

## أ . حساب المنوال من الجدول التكرارى:

ويتم ذلك عن طريق تحديد أكبر تكرار في الجدول وتكون الفشة المقابلة له هي الفئة المنوالية. وبعد ذلك يتم تطبيق القانون الخاص بذلك.

مثال : ويتضح لنا الكلام السابق من خلال تطبيقه على أحد الأمثلة .

تحديد التكرارات المستخدمة في حساب المنوال	4	ٺ
	٣	_ 0
تكرار الفئة قبل المنوالية	٧	-1.
أكبر تكرار تقابله الفئة المنوالية ١٥ ـ	17	-10
تكرار الفثة بعد المنوالية	٨	_ *•
	٥	_ 70

وللحصول على قيمة المنوال بعد ذلك يتم تطبيق القانون الآتي: المنوال = الحد الأدنى للفئة المنوالية + مدى الفئة

تكرار الفئة بعد المنوالية × مجموع تكراري الفئة قبل وبعد المنوالية

وبالتعويض عن القانون السابق في المثال السابق أيضاً تصبح قيمة المنوال هي:

$$Y, TT + 10 = \frac{\xi}{10} + 10 = \frac{\Lambda}{\Lambda + V} \times 0 + 10 = 10$$

$$= TT, TT$$

ب \_ حساب المنوال عن طريق الرسم:

ويمكن حساب المنوال عن طريق الرسم باستخدام المدرج التكراري أيضاً ويوضح لنا المثال التالي هذا الكلام:

مثال:

تحديد التكرارات المستخدمة في حساب المنوال	4	ن
	٥	-4
تكرار الفئة قبل المنوالية	٦	-7
تكرار الفئة المنوالية	٧	-9
تكرار الفئة بعد المنوالية	٦	-17
	٣	-10

وتكون الخطوات التي تتبع للحصول على المنوال من الممدرج التكراري هي: انقوم برسم تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة التي قبلها والتي بعدها
 فقط.

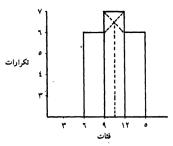
٢ - نقوم بإيصال الطرف الأيمن لقمة الفئة قبل المنوالية بالطرف
 الأيمن لقمة الفئة المنوالية وذلك بمدخط بينهما.

٣ ـ نقوم بإيصال الطرف الأيسر لقمة الفئة بعد المنوالية بالطرف الأيسر
 لقمة الفئة المنوالية وذلك عن طريق مدخط بينهما.

٤ ـ بعد عملية الإيصال السابقة سنجد أن الخطين يتقاطعان .

د نقوم بإنـزال مستقيم من نقطة تقاطع الخـطين السابقين على
 المحور السينى الخاص بالفئات.

٦ ـ تعتبر نقطة سقوط المستقيم على المحور السيني هي قيمة المنوال.
 ويوضح الرسم التالى للمثال النمابق هذا الكلام.



وتكون قيمة المنوال كما يتحدد من خلال النقطة التي سقط عليهــا المستقيم المنقطفي محور الفئات ١٠,٥ تقريبًا. ويمكن التحقق من ذلك من خلال حساب المنوال من الجدول التكراري كما يلي:

$$| \mathsf{lohe}(\mathsf{l}) = \mathsf{p} + \mathsf{m} \times \frac{\mathsf{r}}{\mathsf{r} + \mathsf{r}} = \mathsf{p} + \mathsf{m} \times \frac{\mathsf{r}}{\mathsf{r} + \mathsf{r}} = \mathsf{o}, \mathsf{o}, \mathsf{l}$$

# بعض المشاكل في المنوال:

قد نجد في بعض الأحيان اشتمال الجدول التكراري على أكبر تكرارين متساويين في القيمة كما يلى:

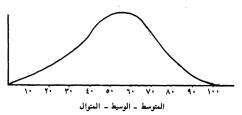
7	ف
1	_0
٨	-Y
۲	-9
٨	-11
٤	- 14
۲	- 10

وكما سبق يلاحظ في الجدول السابق أن أكبر نكرار هو ٨ ويوجد هذا التكرار في مقابل الفئتين ٧ ـ ، ١١ ـ ويعني مشل هذا التكرار أنسا بصدد مجموعتين واحدة ولذلك يلزم الحصول على منوالين لا منوال واحد كما يلى:

ويمكن اعتبار متوسط المنوالين السابقين المنوال الذي يعبر عن القيمة الاكثر شيوعاً للجدول السابق : العلاقة بين المتوسطات الثلاث في التوزيع التكراري:

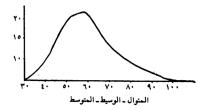
يقصد بعلاقة المتوسطات الشلاث (المتوسط الحسابي ـ الوسيط ـ المنوال) موقعهم في التوزيع التكراري بالنسبة لبعضهم البعض.

١ - وعندما يكون التوزيع اعتدالياً (يقصد بالتوزيع الاعتدالي أن القيم الأصلية الموضوعة في الجدول التكراري نابعة من عينة تمثل المجتمع الأصلي تمثلاً سليماً وعشوائياً. وأن أداة القياس التي تم استخدامها - اختبار ذكاء مثلاً - مناسبة لمستوى سن وتعليم أفراد العينة كما أن الاختبار نفسه أجريت مثلاً - مناسبة لمستوى سن وتعليم أفراد العينة كما أن الاختبار نفسه أجريت عليه معالجات إحصائية كثيرة للتأكد من صلاحيته) نجد أن قيم المتوسطات الثلاث واحدة وبالتالي فإن موقعهم في المنحنى التكراري يكون في نقطة واحدة كما يلي:



(موقع المتوسط والوسيط والمنوال في التوزيع الاعتدالي).

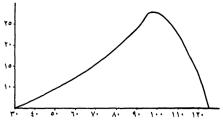
٢ ـ في حالة التوزيعات الملتوية أي التوزيعات التكرارية التي تكون فيها الدرجات والقيم الأصلية نابعة من تطبيق اختبار ذكاء مثلاً على عينة من ضعاف العقول أي أن الاختبار يكون صعباً في مستواه بالنسبة لهم . أو أن يطبق اختبار سهل في مستواه على طلبة في المدارس الثانوية أو الكليات الجامعية فينجح معظمهم في الاختبار . ويكون التوزيع في حالة ضعاف المعقول موجب الالتواء Positively skewed وذلك لأن التكرارات تكون



مجتمعة عند القيم الصغيرة ويكون موقع الوسيط في الوسط، والمنوال على اليسار والمتوسط على اليمين.

# ٢ \_ موقع المتوسط والوسيط والمنوال في التوزيع الموجب الالتواء:

ويكون التوزيع في حالة طلبة الكليات سالب الالتواء Negatively أي تكون التكرارات متجمعة عند القيم الكبرى أي أن معظمهم ينجحون في الإجابة على معظم أسئلة الاختبار ويكون موقع الوسيط في الوسط والمنوال على اليمين (عكس حالة الالتواء الموجب) والمتوسط على اليسار.



المنوال - الوسيط - المتوسط

٣ ـ موقع المتوسط والمنوال والوسيط في حالة التوزيع السالب الالتواءُ.

الحصول على قيمة المتوسطات الثلاث في حالة غياب أحدهما:

يمكن الحصول على قيمة أحد المتوسطات الثلاث إذا توفرت قيمة المتوسطات الأخران عن طريق المعادلات الآتية :

١ ـ المتوسط الحسابي = ٣ الوسيط - ٢ المنوال

 $\Upsilon$  - الوسيط =  $\frac{\gamma}{W}$  المنوال +  $\frac{\gamma}{W}$  المتوسط الحسابي

ويوضع المثال الآتي هذا الكلام.

ف ك ٥- ٣ . . ١٥ ٧ - ١٥ ٢ - ٢٥ ٥- - ٢٥ وقيمة المنوال في المثال السباق = ١٧,٦٦ وقيمة الوسيط= ١٨,١

وقيمة المتوسط= ١٨,٣٣

١ - الحصول على المتوسط من قيمة الوسيظ والمنوال:

المتوسط =  $\frac{\gamma}{\gamma}$  = ۱۷, ۲۲ ×  $\frac{1}{\gamma}$  - ۱۸, ۱ ×  $\frac{\gamma}{\gamma}$  = المتوسط

٢ - الحصول على الوسيط من قيمة المتوسط والمنوال:

 $\frac{1 \vee , 77}{\pi} = \Lambda, \pi \times \frac{\gamma}{\pi} + 1 \vee, 77 \times \frac{1}{\pi} = \frac{1 \vee , 77}{\pi}$ 

٣ - الحضول على المنوال من قيمة الوسيط والمتوسط:

المنوال = ٣× ١٨,١٠ - ٢ × ٢٣, ١٨ = ٣, ١٥ - ١٤, ٣٣ = ٣٢, ١٧.

# تمارين على المتوسطات

 ۱ \_ أجرى باحث دراسة على مجموعة من الأطفال المشردين بهدف التعرف على مستوى ذكائهم وكان عددهم ثلاثين طفلاً ودرجاتهم كانت كما يلى:

A--AV-99-11-77-VY-9A-1-77-VY

90-10-110-100-07-70-90-00-70-101

# والمطلوب أولاً :

١ ـ توزيع الدرجات السابقة في جدول تكراري مدى الفئة فيه ١٠.

٢ \_ حساب المتوسط الحسابي بطريقتين .

٣ \_ حساب الوسيط بطريقتين.

٤ \_ حساب المنوال بطريقتين.

# والمطلوب ثانياً.

١ ـ رسم المضلع التكراري للدرجات السابقة بعد توزيعها في جدول
 تكراري مرة ثانية على أن يكون مدى الفئة ١٥.

٢ \_ تسوية التوزيع باستخدام المتوسطات المتحركة.

٣ ـ رسم المدرج التكراري.

٢ ـ فيما يلي توزيعين تكرارين لمجموعتين من الإناث والذكور على
 أحد الاختبارات النفسية .

ك أناث	ك ذكور	ٺ
17	٧	-1.
14	٨	-14
17	10	-11
74	**	- 17
17	**	- 11
٨	٦	- 4 •
4.	A .	

# المطلوب أولاً:

- ١ ـ المقارنة بين المجموعتين باستخدام المضلع .
  - ٢ ـ حساب المنوال في مجموعة الذكور.
- ٣ ـ حساب المتوسط الحسابي في مجموعة الإناث.
  - ٤ ـ حساب الوسيط في مجموعة الذكور والإناث.

# سادساً مقاييس التشتت

# Measure of Scattering

مقدمة: إن النتائج التي نخرج بها من المتوسطات الحسابية مضللة إلى حد كبير إن لم تقترن بمعامل آخر هو الشتت. والدليل على ذلك الكلام أنه لو كان لدينا مجموعتين من الأفراد طبق عليهما أحد اختبارات القدرات وكان عدد الأفراد في كل مجموعة أربعة وكانت درجات المجموعتين على الاختبار كما يلى:

> الأشخاص: ١ ٢ ٣ ٤ مج المتوسطة المجموعة الأولَى: ٥٠ ٥ صفر ٢٠ ٨٠ ٢٠ المجموعة الثانية: ٢٠ ٨٠ ٢١ ٢١ ٨٠ ٢٠

ويتبين لنا من خلال ما سبق أن المتوسط في المجموعتين واحد رغماً من أن الأفراد في المجموعة الثانية متقاربين في درجاتهم من بعضهم البعض ومن المتوسط. إلا أنه في المجموعة الأولى نجد أن الشخص الأول قلا حصل على درجة ٥ خمسية والثالث حصل على درجة صفر والرابع حصل على درجة ٢٥ خمسية وعشرين ونلاحظ أن درجات أفراد هذه المجموعة متباعدة عن بعضها البعض ورغما من ذلك فإن متوسطها مماثل لمتوسط المجموعة الثانية ولمعرفة الوضح الحقيق لقيم المجموعة الثانية ولمعرفة الوضع

بعض. ولا يعني ذلك أن المتوسط لا قيمة له بل أن مقياس التشتت يفيد في تفسير المتوسط بل والظاهرة موضوع الدراسة ولقياس التشتت عدة أساليب منها:

۱ \_ المدى المطلق Range

Y \_ نصف المدى الربيعي Semi interquartile Range

٣ ـ الانحراف عن المتوسطMean deviation

3 \_ الانحراف المعياري Standard deviation

# (١) المدى المطلق

يعتمد المدى المطلق في حساب على أعلى قيمة وأدنى قيمة في التوزيع. ويتم طرح أدنى قيمة من أعلى قيمة. فلو كان لدينا القيم الآتية وهى درجات عشر أفراد في اختبار للقدرة اللفظية Verbalability.

الأفراد ١ ٢ ٣ ٤ ٥ ٦ ٧ ٨ ٩ ١٠ ٩ ١٠ القيم ٥- ١٠ ٩ ٨ ٩ ١٠ ٩ ١٠ ٩

فإننا نلاحظ أن أصغر قيمة هي درجة الفرد رقم (٧) وهي الدرجة ٢ وأن أكبر قيمة هي درجة الفرد رقم (٤) وهي الدرجة ٢٥. ولـذا فإن المـدى المطلق يساوى:

المدى المطلق = أكبر قيمة - أصغر قيمة.

وبالتعويض تصبح قيمة المدى المطلق في المثال السابق:

المدى المطلق = ٢٥ - ٢ = ٢٣

حساب المدى المطلق في جدول تكراري

 المدى المطلق = الحد الأعلى لأعلى فئة - الحد الأدنى لأدنى فئة .

4	ف
٣	_ 0
٤	-1.
٥	-10
٣	- 4 •

الحد الأدنى لأدنى فئة = ٥ الحد الأعلى لأعلى فئة = ٢٤ المدى المطلق = ٢٤ - ٥ = ١٩.

# (٢) نصف المدعى الربيعي

لاحظنا في المدى المطلق أنه يعتمد في حسابه على أعلى قيمة وعلى أدنى قيمة إذا كنا سنقوم بحسابه من القيم الخام مباشرة . أما إذا كنا سنحصل عليه من الجدول التكراري فإنه يعتمد أيضاً في حسابه على أعلى فئة وعلى أدنى فئة . أي أن عيب المدى المطلق يتركز في اهتمامه عند حسابه على قيمتين مهملاً باقي القيم وهاتين القيمتين المتطرفتين لا تمثلان بطبيعة الحال قيم المجموعة .

ولتلافي العيب السابق يهتم نصف المدى الربيعي في حسابه على الجزء المتوسط من القيم مع إهمال القسم العلوي والقسم السفلي. ويتم استخراجه بإيجاد التكرار المتجمع الصاعد لتكرارات المجموعة كما في المثال الآتي:

ک صاعد	1	ن
١٢	١٢	صفر ـ
٤٠	44	-1.
٧٦	44	_ 7.
117	٤٠	-4.
184	44	٠ ٤٠
174	٧٠	_ 0 •
۱۷٦	٨	- 4 •
	۱۷٦	

ولحساب نصف المدى الربيعي من الجدول السابق نتبع ما يلي:

١ ـ نقوم بحساب رتبة الربيع الأدنى وهو يساوى = بجيك

 $\frac{T}{2}$  ×  $\frac{T}{2}$  = بنقوم بحساب رتبة الربيع الأعلى وهو يساوى = مجـك ×

(أو طرح رتبة الربيع الأدنى من مجموع التكرارات ويكون الناتج هو رتبة الربيع الأعلى).

٣ ـ نقوم بتحديد رتبة الربيعين الأدنى والأعلى بالنسبة للتكرار الصاعد.

٤ ـ نقوم بحساب قيمة الربيع الأدنى والربيع الأعلى باستخدام القانون الآتي.

قيمة الربيع = الحد الأدنى للفئة الربيعية + مدى الفئة ×

رتبة الربيع ـ التكرار المتجمع الصاعد للفئة قبل الربيعية تكرار للفئة الربيعية

ويلاحظأن القانون السابـق هو نفس قانـون الـوسيط مع تغيير كلمـة الوسيط بالربيعية. ٥ ـ بعد ذلك يتم حساب نصف المدى الربيعي بالقانون الآتي:

نصف المدى الربيعي =  $\frac{c^{m}-c_{1}}{v}$ 

، ر٣ = الربيع الثالث ، ر١ = الربيع الأول .

ونطبق الخطوات السابقة على المثال السابق كما يلي:

١ ـ رتبة الربيع الأدنى = ٢٧١ = ٤٤

 $1 = T \times 17$  = ۲ الأعلى = 171

144 = \$\$ - 141 =

٣- تقع رتبة الربيع الأدنى في التكرار المتجمع الصاعد بين ٤٠ ، ٧٦.

تقع رتبة الربيع الأعلى في التكرار المتجمع الصاعد بين ١١٦٠.
 ١٤٨.

 $11,11 = (\frac{11-11}{77} \times 10) + 10 = (11,11)$  د - قيمة الربيع الأدنى

٦ ـ قيمة الربيع الأعلى:

 $= \cdot 3 + \cdot 1 \times \frac{\gamma \gamma \gamma \gamma \gamma \gamma}{\gamma \gamma} \times 1 \cdot + \xi \cdot = 0$ 

 $V_{-}$  قيمة نصف المدى الربيعي =  $\frac{63.01111}{3}$ 

11,40= 17,14=

ويرمز للربيع الثألث بالرمز رس

وللربيع الأول بالرمز ر١

وفي الإنجليزية يرمز للربيع الثالث بالرمز Q3 وللربيع الأولQ1.

استخدام الربيع في استخراج المجموعات المتطرقة من التوزيع:

يمكن أن يستخدم الباحث قيمة الربيع الأعلى فيا فوق للكشف عن الأفراد

الموجودين في التوزيع ويمثلون أعلى أداء، وتستخدم قيمة الربيع الأدنى فما أقل للكشف عن الأفراد الذين يقعون في التوزيع ويمثلون أقل أداء. ويطلق على مثل هذه المجموعات بالمجموعات المخططة المستخرجة من جماعة ذات أصل واحد كجماعة الفصل المدرسي مشلاً والتي يمكن من خلال الربيع معرفة المتفوقين دراسياً وغير المتفوقين.

و بعد عملية فصل كل مجموعة على حدة يمكن حساب دلالة الفرق بين تحصيلهم بأسلوب الدلالة المناسب كما سنرى فيما بعد.

# (٣) الانحراف عن المتوسط

وجدنا في نصف المدى الربيعي أنه يقتصر على القيم التي في وسط التوزيع مهملاً القيم التي في طرفي التوزيع. وهذا عيب لا يمكن إغفاله ولذلك فلا بدمن مقياس للتشتت يضع في اعتباره القيم جميعاً. ويعتبر كل من الانحراف عن المتوسط والانحراف المعياري من مقاييس التشتت التي تضع في حسابها كل القيم ولذلك يشيع استخدامهما.

وهناك طريقتان لحساب الانحراف عن المتوسط الأولى من القيم الخام والثانية من الجدول التكراري.

# أ ـ حساب الانحراف عن المتوسط من القيم الخام:

. ويعتمد ذلك على حساب المتوسط الحسابي للقيم ثم حساب انحراف هذه القيم عن المتوسط. ثم جمع مجموع الانحرافات بصرف النظر عن الإشارات وقسمة الناتج على عدد القيم فيساوي خارج القسمة الانحراف عن المتوسط.

#### مثال:

انحسراف القيم عن المتوسط	القيم	الأشخاص
۱+	10	1
۸ +	٥٢	*
14 +	75"	٣
١٣ -	۳۱	٤
۲ +	٥٠	٥
٧ -	٤٢	7
14 -	40	٧
<u> ** + </u>	٣٠٨	مجـ القيم = ،
<u> 71 - </u>	£ £ = V ÷ Y	متوسط القيم = ٨٠
مة		

مجموع الانحرافات بصرف النظر عن الإشارات = ٣٤ + ٣٤ = ٦٨ الانحراف عن المتوسط = ٣٠ + ٧ = ٥٠٧١

والخطوات التي تم اتباعها هي:

١ ـ جمع القيم للأشخاص السبعة.

٧ - قسمة مجموع القيم على عدد الأشخاص لنحصل على المتوسط.

٣-حساب انحراف كل قيمة عن المتوسط بطرح المتوسط من القيمة .

٤ -جمع الانحراف الموجب الإشارة والسالب الإشارة كل على حدة ،
 ويجب أن يكون كلا الانحرافين متساوياً . فيكون الناتج صفراً .

 - جمع الانحوافات الموجبة والانحوافات السالبة بصرف النظر عن إشاراتها، على بعضهما البعض. ٦ ـ قسمة مجموع الانحرافات على عدد الاشخاص لنحصل على الانحراف عن المتوسط.

ب ـ حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري:

يعتمد حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري على حساب الفرق بين المتوسط الحسابي ومركز الفئة وضرب هذا الفرق في تكرار الفئات . . . يتضح هذا الكلام في المثال الآتي :

### مثال:

س ـ م × ك	س-م	س	كحَ	خ	4	Ĺ
٤٥	٩	٩	۲۰_	ŧ -	٥	- ^
٨٤	٧	11	۳٦_	٣_	۱۲	-1.
٧٥	٥	۱۳	۳۰_	۲_	١٥	- 17
٥٤	٣	١٥	۱۸-	١-	۱۸	- ۱٤
10	١	۱۷	-	صفر	١٥	- 17
۱۷	١	۱۹	17 +	۱+	۱۷	- ۱۸
٥٧	۳.	۲۱	۳۸ +	` <b>Y</b> +	19	۲۰
٥٥	•	74	<b>77</b> +	۴+	11	- 77
. 74	\ v	40	41+	٤ +	١٩	- 45
۸۱	١ ٩	77	£0 +	0+	٩	**
٥٤٦			179 +		۱۳۰	
			1.8-			
			70+	<u> </u>	Ĺ	

وخطوات حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري هي:

- ١ \_ حساب المتوسط الحسابي.
  - ٢ ـ حساب مراكز الفئات.
- ٣ \_ حساب الفرق بين مراكز الفئات والمتوسط.
- غرب الناتج من الخطوة السابقة في التكرارات.
- ه \_ نقوم بجمع العمود س م × ك .
- ٦ \_ نقوم بقسمة الناتج في الخطوة السابقة على مجموع التكرارات.

# لنحصل على الانحراف عن المتوسط. $\frac{9-m-9\times 10}{2}$

ويتضح الكلام السابق بالتعويض عن القانون كما يلي: المتوسط الحسابي =  $10 + \frac{17}{100} \times 1 = 10$ 

 $\xi, \Upsilon = \frac{0\xi \Upsilon}{W} = \frac{1}{2}$ 

# (٤) الانحراف المعياري

يتشابه الانحراف المعياري مع الانحراف المتوسط في طريقة حسابه والاختلاف الوحيد يتركز في أن الانحراف المعياري يتخلص من الإشارات بتربيع القيم. وللحصول على الانحراف المعياري توجد طريقتان:

الأولى: من القيم الخام.

والثانية: من الجدول التكراري.

## أ\_حساب الانحراف المعياري من القيم الخام:

وتتلخص هذه الطريقة بعد حساب الانحراف عن المتوسط تربيع هذا الانحراف (للتخلص من الإشارات) ثم إيجاد الجذر التربيعي لمجموع هذه الانحرافات مقسومة على عدد الاشخاص. والانحراف المعياري بهذه

الصورة عبارة عن الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الانحرافسات عن المتوسط.

مثال:

مربع الانحراف عن المتوسط	الانحراف عن المتوسط	القيم	الأفراد
١	١	٣0	1
4	٣-	**	۲
111	14-	٧٠	۳
1	١٠	٤٤	٤
17	٤-	۳٠	۰
Y0	•	49	٦
•	۴	71	٧
4.5		747	

المتوسط = ۲۳۸ ÷ ۷ = ۲۴

$$7,09 = \overline{27,27} = \overline{\frac{7.5}{V}} = 90,7$$

ب - حساب الانحراف المعياري من الجدول التكراري:

وتتبع في ذلك نفس خطوات حساب المتوسط ثم تضرب ك حَ في حَ لنحصل على ك تَح، وبعد ذلك يتم تطبيق القانون الآتي :

حيث أن:

ف = مدى الفئة.

مجـ ك= مجموع التكرارات.

مجـ كـ حُ = مجموع ضرب الانحراف حُ في التكرار.

مثال :

ك أح	كح	خ.	<b>ٺ</b>	ٺ
٣	٣_	١-	٣	_0
-	-	صفر	٤	-10
٨	۸+	۱ +	٨	-10
٧٠	۱. +	۲ +	٥	- 4 •
۳۱	٣-		٧٠	
	۱۸ +			
	10+			

وبالتعويض عن القانون السابق تكون قيمة ع هي:

$$\frac{1}{\sqrt{1 + \frac{1}{1 +$$

#### تمارين على مقاييس التشتت

١ ـ يوضح الجدول التكراري الآتي توزيع درجات مجموعة من الطلبة
 في أحد مقاييس الاتجاهات.

এ		ف
٣		-١٠
٤	•	- Y ·
۱۳		-٣٠
11		٠ ٤ -
١.		_0.
٠.		٠.

# والمطلوب حساب:

١ ـ المدى المطلق.

٢ ـ نصف المدى الربيعي.

٣ ـ الانحراف عن المتوسط.

٤ - الانحراف المعياري.

٢ ـ فيما يلي قيم ٤٠ أربعين عامالاً على اختبار للمعلومات المكانكة:

والمطلوب:

- ١ حساب المدى المطلق.
- ٢ ـ توزيع القيم في جدول تكراري.
- ٣ ـ حساب التشتت عن طريق: نصف المدى الربيعي والانحراف المعيارى.

# سابعاً المعايير Norms

مقدمة: إن القيمة الخام في أي مجموعة من القيم لا تعطي معنى أو دلالة. فإذا فرضنا أن شخصاً ما أخذ في مادة ١٥ من عشريسن  $(\frac{0}{1-1})$  فإن هذه الدرجة لا تدل على ما إذا كان هذا الشخص قوياً في هذه المادة أو متوسطاً أو ضعيفاً. فقد يكون الاختيار صعباً حتى أن هذه الدرجة هي أعلى الدرجات وقد يكون سهلاً بحيث أن هذه الدرجة أقل الدرجات أو قد يكون متوسطاً بحيث أن هذه الدرجة تقع في وسط التوزيع .

لهذا فإن القيمة الخام Raw Score لا تستعمل عادة في المقارنات ومن الوسائل المستخدمة لهذا الغرض الدرجة المعيارية والمثينية.

# ١ ـ الدرجة المعيارية Standard Score

وقانون الدرجة المعيارية (\*) قائم على أساس حساب الفرق بين القيمة والمتوسط مقسوماً على الانحراف المعياري.

 <sup>(</sup>ه) يمكن معرفة هل هناك فرق له دلالة إحصائية بين درجة الفرد الخام وبين متوسط جماعته
باستخدام الدرجة المعيارية وتوضع درجة الفرد في المعادلة مكان القيمة. ويعتبر الفرق دالأ
عند مستوى ٥٠,٠ إذا كانت الدرجة المعيارية ١,٩٦ ودالاً عند ٢٠,٠ عندما تسماوي
٢,٥٨.

- \* والدرجة المعيارية على ذلك قد تساوي صفراً في حالة تساوي القيمة بالمتوسط.
- كذلك تكون الدرجة المعيارية موجبة الإشارة إذا كانت القيمة أعلى
   من المتوسط.
- وتكون الدرجة المعيارية (S.S.) سالبة الإشارة إذا كانت القيمة أقل من
   المتوسط.

### مثال:

م في المثال السابق = ٥

ع في المثال السابق = ١,٤

فإذا أردنا حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم الآتية:

7-0-1,0

نطبق القانون السابق:

الدرجة المعيارية للقيمة و, ٤ =  $\frac{0.5.0}{1.5}$  = - 0.7

الدرجة المعيارية للقيمة  $a = \frac{a-a}{1, i} = \frac{aa_i}{1, i} = a$ 

الدرجة المعيارية للقيمة ٦ =  $\frac{1-0}{1,8} = \frac{1}{1,8}$ 

تحويل الدرجات المعيارية للقيم الأصلية:

في الجدول السابق ما هي القيمة المقابلة للدرجة المعيارية + ٢.

معنى الدرجة المعيارية + ٢ هو أن القيمة الخام تزيد عن المتوسط بمقدار ٢ انحراف معياري أي بمقدار ٢ × ٤,١

وفي هذا المثال تكون القيمة المقابلة الدرجة المعيارية + ٢ تساوي = و + ٢ × ٢ , ٤ = ٥ + ٢ , ٨ = ٧ , ٨

القيمة الخام = المتوسط  $\pm$  الدرجة المعيارية  $\times$  ع

ولحساب القيمة المقابلة للدرجة المعيارية \_ ١ فإنها تساوي = ٥ \_ ١ × ١,٤ = ٥ - ٤,١ = ٣,٦ = ٣

### ٢ \_ الدرجة التائية

وهي عبارة عن درجة معيارية متوسطها ٥٠ وانحرافها المعياري ١٠. وبها يمكن التخلص من الإشارات السالبة والموجبة في الدرجة المميارية. فمثلاً لوكان لدينا درجة معيارية ـ ١ فإن الدرجة التائية المقابلة لها تساوي = ٥٠ ـ ١ × ٠ - ٥٠ = ٤٠، وقانون الدرجة التائية يساوى:

= . 0 ± الدرجة المعيارية × ١٠.

# ٣ \_ المئين

#### Percentile

يشير المثين لمركز الفرد بالنسبة للجماعة التي ينتمي إليها ويستعين به الاخصائي في عمليات الاختيار المهني Vocational Selection فبعد أن يطبق الاختبار على الشخص ويقوم بتصحيحه فإنـه يحــاول أن يعـرف مركز هذا الشخص بالنسبة لمجموعته في معايير الاختبار المثينية .

ويدل المثين على النسبة المنوية للقيم التي تقع قبل القيمة المطلوبة. فإذا كانت الرتبة المثينية لشخص ما في اختبار معين بالنسبة لمجموعة هي (٩٠ درجة) كان معنى ذلك أن ٩٠٪ من أفراد العينة تحتل مكاناً أدنى من المكان الذي يحتله هذا الفرد ومعنى ذلك أنه كلما زادت الرتبة المثينية للقيمة ذل ذلك على أنها قيمة كبيرة نسبياً بالنسبة لقيم المجموعة.

#### مثال:

ك صاعد	실	ف
۳٠	٣٠	<b>- Y</b>
۸۰	۰۰	- <b>£</b>
14.	٤٠	-٦
۱۷۰	۰۰	-^
٧٠٠	٣٠	-1.
	۲٠٠	

والمطلوب في هذا المثال معرفة المئين الـ ٧٠ وتكون أول خطوة هي حساب رتبة القيمة في المجموعة ثم حساب قيمة المئين (قانونها كقانـون الوسيط).

تكرار الفثة

قيمة المئين في المثال السابق:

 $\Lambda, \Lambda = \frac{1}{\xi} + \Lambda = \Upsilon \times \frac{1}{1} \times \frac{1}{\xi} + \Lambda = \Upsilon$ 

الخطوات :

لإيجاد قيمة المثين تتبع نفس طريقة الحصول على الوسيط. أي نحصل على
 التكرار المجتمع الصاعد ومنه نعرف تكرار الفئة المثينية.

٣ ـ القيمة = الحد الأدنى للفئة +

الفرق بين رتبة القيمة و ك صاعد × مدى الفئة تكرار الفئة

تمارين

الجدول التكراري الآتي يمثل توزيع أحد السمات الانفعالية:

4	ٺ
٧	-1.
٨	17
۱۳	- 1 1
١٥	- 17
٥	- 11
	٧.

### والمطلوب:

١ ـ حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم الآتى:

Y - 1 - 17 - 11 - 1 ·

- ٢ ـ حساب قيمة المئين الـ ٥٠، ٤٠، ٥٥.
- ٣ ـ أحسب الدرجات التائية المقابلة للدرجات المعيارية الآتية :
  - .1, ( ) + ( , , ) + 73, ( ) 7, 1.



الجـُسزَءُ الشَّانِي الاجصسَاء الطبيسِّقي

# أولأ

# معاملات الارتباط Correlation Coeficient

مقدمة: يستخدم معامل الارتباط في الكشف عن العلاقة بين أي متغيرين وعما إذا كانت هذه العلاقة موجبة أو سالبة. ويقصد بأن العلاقة موجبة (+) أن الزيادة في أحد المتغيرين يتبعه زيادة في المتغير الثاني، مثل الزيادة في انتظام التلاميذ وحضورهم إلى المدرسة يتبعه زيادة في درجة بتحصيلهم، ومثل الزيادة في مواظبة العامل على عمله وإطاعته لأوامر رؤسائه كما يقصد بأن العلاقة سالبة (-) أن الزيادة في أحد المتغير الثاني). في المتغير الأولى يتبعه نقصان في كمية إنتاجية (المتغير الأولى) يتبعه نقصان في كمية إنتاجية (المتغير الأولى) يتبعه نقصان في عمله (المتغير الأولى) يتبعه فيها العامل في عمله (المتغير الأولى) يتبعه نقصان في عمله المتغير الثاني) أي أن العلاقة تكون عكسية فكلما زادت في ستطيع إنتاجها (المتغير الثاني) أي أن العلاقة تكون عكسية فكلما زادت في ناحية تبعها نقصان (عكس الزيادة) في الناحية الثانية.

وعندما نعبر عددياً عن نوع هذه العلاقة في مجال العلوم الإنسانية كعلم النفس وعلم الاجتماع فإن هذه العلاقة تقع بين أقل من - ١ و بين أقل من - ١ ) ي تقع بين + ١ و و ، ١ - ١ و و ذلك لأن العلاقة التامة الكاملة سواء أكانت موجة (+ ١) أو كانت سالة (- ١) لا توجد في مجال علم النفس

والاجتماع بل توجد في مجال العلوم الطبيعية فقط مثل العلاقة بين حجم الغاز وضغطه فكلما زاد ضغطنا باليد على بالونة بها غاز قلت كمية الغاز الموجودة في البالونة بنفس مقدار الضغط . . . وهكذا . كذلك فإننا نجد عند وضعنا لحسم صلب من الخشب مثلاً على سطح إناء به ماء وضغطنا بإصبعنا على هذا الجسم فإن حجم الجزء الذي غاص من هذا الجسم في الماء يعادل كمية الماء التي زادت في الإناء وبنفس المقدار أي أن العلاقة هنا تكون تامة وموجبة أي تساوى + 1 .

والسبب في أن العلاقة في مجال علم النفس وعلم الاجتماع لا تكون تامة موجبة أو تامة سالبة كتلك السابق الكلام عنها في العلوم الطبيعية راجع إلى أن موضوع الدراسة في مجال هذه العلوم (النفس والاجتماع) وهو أن الإنسان كاثن متغير تبعأ للظروف العائلية والاجتماعية والبيئية التي يعيش فيها. فنجده سعيداً في وقت وحزيناً في وقت آخر عندما تحدث له حادثة ما أو تلم به مصيبة أو كارثة لضياع نقوده أو رسوبه وعدم نجاحه في الامتحان أو العمل. كذلك نجد أن هذا الإنسان في وقت ما يتمتع بعلاقات حسنة مع زملائه وأصدقائه وأفراد أسرته وفي وقت آخر نجدأن هذه العلاقات قد سادها التوتر والصراع بسبب عدم التعاون أو المنافسة على موضوع ما بينـه وبين باقى أفراد جماعته. كذلك نجد أن هذا الإنسان يفكر تفكيراً صائباً سليماً في لحظة ما، وفي لحظة أخرى نجد أن تفكيره قد تلون بالاضطراب والتفكك وذلك لشدة واستمرار ما يواجهه في دراسته أو عمله من مواقف الفشل وعدم النجاح، ولهذا كله فإننا لا نتوقع مثلاً أنه إذا حفظ الطالب أو تلميذ التدريب درسه وعرف جميع قواعده وحل كثيراً من الامتحانات السابقة المماثلة أن يحصل على الدرجة النهائية \_ وهذا الكلام بالنسبة للأغلبية بالطبع لأنه من المحتمل كثيراً أن يحدث للطالب يوم الامتحان أمر ما يؤدى إلى عدم حصوله على الدرجة النهائية كتأخر لحظات عن الامتحان نتيجة لظروف المواصلات

أو لضياع بطاقة دخوله الامتحان مما يؤدي ذلك إلى تأخره بعض الوقت حتى يتم إثبات شخصيته بوسيلة أخرى. أو كأن يكسر سن قلمه أو ينضب ما فيه من حبر، أو يحدث في بيته أي خلاف بين أبيه وأمه . . . إلخ . كل هذه الأمور بدو ن أدنى شك تؤثر في نتيجة الطالب وبالتالي \_ وكما سبق أن قلنا \_ لا نتوقع أن تكون هناك علاقة تامة موجبة أو تامة سالبة في مجال علم النفس وعلم الاجتماع بل تكون العلاقة فيهما جزئية موجبة (+ ٢٤ ، • مثلاً) أو جزئية سالبة ( ٨ ٢ ٤ ، • مثلاً ) وسنوضح فيما بعد أنواع هذه العلاقات الخمس إحصائياً :

- أ \_ التامة الموجبة .
- ب ـ التامة السالبة.
- جــ الجزئية الموجبة.
  - د ـ الجزئية السالبة.
- ه\_ العلاقة الصفرية أي لا يوجد علاقة بين المتغيرين.
  - وأشكال معاملات الارتباط كثيرة منها:
    - أ\_معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.
  - ب \_ معاملات ارتباط بيرسون الأتية:
  - ١ \_ معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام.
- ٢ \_ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحراف عن المتوسط.
  - ٣ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.
    - جــ معامل التوافق.
      - د ـ معامل فاي .
    - هـ ـ معامل الارتباط الثنائي.

وسنتناول كل منها فيما بعد بالتفصيل محددين الخطوات المختلفة المستخدمة في حسابه ، ضاربين كثيراً من الأمثلة المحلولة على ذلك.

# (١) معامل ارتباط الرتب لسبيرمان

#### **Rank Correlation**

يستخدم معامل ارتباط الرتب لسبيرمان في حالة العينات التي يكون العدد فيها صغيراً ويعتمد في حسابه على ترتيب القيم في كل من المتغيرين موضوع الدراسة ثم حساب الفرق بينهما وبعد ذلك يتم تربيع هذا الفرق للتخلص من الإشارات.

وقانون معامل ارتباط الرتب هو:

 $c = 1 - \frac{7 - \frac{1}{2}}{\dot{v}(\dot{v}^2 - 1)}$ 

ولعل كلامنا يكون واضحاً لو أوردنا المثال الآتي:

مثال (١).

أراد باحث أن يعرف هل هناك علاقة بين حجم أسرة العامل الصناعي وكفاءته الإنتاجية أم لا؟. أي هل كلما زاد علد أفراد أسرة العامل كلما زادت كفاءته الإنتاجية أم العكس؟. فقام الباحث بجمع بيانات عن خمسة من هؤلاء العمال تتعلق بعدد أفراد أسرتهم (المتغير س) وتتعلق بكفاءته الإنتاجية (المتغير س) فكانت كما يلى:

ن,	ن	رتبة ص	رتبة س	الكفاءة الإنتاجية (ص)	حجــمالأسرة (س)	العمال (ق)
7	١-	۲	١	٤	٥	١
١	١-	٥	٤	١	4	۲
١	١-	٣	۲	٣	٤	٣
٤	۲+	١	٣	٥	٣	٤
٤	۲_	٤	٥	۲	١.	٥
11	۳+		10	10		
	٣_					
	صفر					

وبالتعويض عن معادلة ارتباط الرتب لسبيرمـــان في هذا المشـــال كمـــا يلمى:

$$c = 1 - \frac{r \times 11}{0.007 - 1} = 1 - \frac{rr}{17} =$$

## . مثال (۲):

أراد باحث أن يكشف عن العلاقة بين العمر والـذكاء لدى مجموعـة هكونة من ٦ ستة أفراد وكانت درجاتهم على هذين المتغيرين كالآتي:

ن ۲	ف	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
٤	۲_	٤	۲	٩	70	١
صفر	صفر	۳	٣	١٠	١٥	۲
صفر صفر صفر	صفر	١	١	17	۳٠	٣
صفر	صفر	•	٥	٨	١٠	٤
١٦.	٤ +	۲	٦	11	٨	۰
٤	۲-	٦	٤	٧	17	٦
71	٤ +	71	71			
	٤ _	]				
	صفر					

$$C = I - \frac{r \times 37}{r(r^{2} - I)} = I - \frac{331}{r \times 67} = C$$

$$C = I - \frac{331}{1282} = I - r \wedge r, \quad e \times I - Pr, \quad e = I^{2} + C, \quad e = I^{2} + C,$$

# أ - خطوات حساب معامل ارتباط الرتب:

ومن خلال المثالين السابقين يتضح لنا أن خطوات معامل ارتباط الرتب تنحصر فيما يلي :

 ١ - نقوم بترتيب المتغير الأول (س) ترتيباً تنازلياً وذلك بإعطاء الرتبة الأولى لاكبر درجة والرتبة الثانية للدرجة التي تليها وهكذا. ويوضع هذا الترتيب في العمود الثالث المسمى رتبة س.

٢ ـ نقوم بترتيب المتغير الثاني (ص) بنفس طريقة ترتيب المتغير الأول وذلك بإعطاء أكبر درجة الرتبة الأولى والدرجة التي تليها الرتبة الثانية وهكذا حتى ننتهي من إعطاء رتب لكل درجات المتغير. ويوضع هذا الترتيب في العمود الرابع المسمى رتبة ص. ٣- نقوم بحساب الفرق بين رتبة س وبين رتبة ص وذلك بطرح رتبة
 ص من رتبة س أو العكس كلاهما صحيح. ويوضح الناتج في العمود
 المسمى ف أى الفرق.

ي نقوم بعد ذلك بتربيع الفرق ويوضع الناتج في العمود المسمى
 ف٢.

دنقوم بجمع القيم الموجودة في العمود ف٢ لنحصل على مجف ٢.
 ويمكن مراجعة الخطوات السابقة للتأكد من صحتها على النحو الآتي:

١ ـ أن يكون مجموع العمود رتبة س مساوياً لمجموع العمود رتبة
 ص .

٢ أن يكون مجموع العمود الخامس ف مساوياً للصفر أي أن يكون
 مجموع القيم الموجبة مساوياً لمجموع القيم السالبة .

٦ ـ و بعد ذلك يتم تطبيق القانون على النحو السابق ذكره.

ب \_ حساب معامل ارتباط الرتب في حالة تكرار القيم في المتغيرين س، ص أو أحدهما.

في أحيان كثيرة يحصل أحد أفراد العينة أو أكثر على نفس الدرجة التي يحصل عليها فرد آخر. أي أن يتكرر وجود أكثر من درجة متساوية في القيمة مع بعضها البعض كأن يحصل محمد في المتغير س وهو التذكر على درجة ١٢ وهي نفس الدرجة التي حصل عليها حسام فلو كانت درجتي أحمد وحسام هما أعلى الدرجات التي حصل عليها أفراد العينة أعطينا أحدهما الرتبة الأولى أي واحد وأعطينا الآخر الرتبة الثانية أي اثنين ثم نقوم بعد ذلك بجمع الرتبتين وقسمتهما على عددهما فيكون الناتج هو الرتبة التي توضع أمام درجتي أحمد وحسام وذلك على النحو الآتي:

الأسماء	س	الرتبة	رتبة
أحمد	17	(1)	١,٥
حسام	14	<b>(Y)</b>	١,٥

متوسط مجموع الرتبتين (٣) ÷ ٢ = ١,٥

#### مثال (٣) :

Ĺ	Ĺ.	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
۹,۰۰	٣,٠-	٤	١	٨	٧٠	١
٠,٢٥	_ ه', ه _	٣	٧,٥	٩	19	۲
١,٠٠	١,٠	٥,٠	٧,٥	١٠	19	٣
١,٠٠	١,٠-	٥	٤	٧	١٥	٤
17,70	٣,٥	٥,١	ه	١٠	17	ه
74,00	٤,٥_	١٥	10			
	٤,٥+					
	صفر					

ففي هذا المثال (٣) نجد أنه عند ترتيبنا للمتغير س أعطينا أكبر قيمة وهي الرتبة واحد، والقيمة التي تلي ذلك هي ١٩، نجد أنه توجد قيمة أخرى مساوية لها فنعطي أحد القيمتين اثنين والقيمة الأخرى الرتبة ثلاثة ثم نقوم بقسمتهما على النحو التالي: Y + Y = 0 + Y = 0 ) أي أن رتبة كل من القيمتين واحدة وهي Y = 0 وذلك لأنهما متساويتين. وكذلك الأمر بالنسبة للقيمة ١٠ في المتغير ص.

وبالتعويض عن معادلة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان في هذا المثال كما يلي:

$$C = I - \frac{I \times a, \, \forall Y}{a \times a \times 1 - I}$$

$$C = I - \frac{1 \cdot 1}{a \times a \times 1} = I - \lambda I, \, I = -\lambda I, \, \cdot$$

ج - حساب العلاقة بين متغيرين ينقسمان انقساماً نوعياً بمعامل ارتباط الرتب:

يمكن استخدام معامل ارتباط الرتب في حساب العلاقة بين متغيرين ينقسم كل منهما انقساماً نوعياً حسب طبيعة البحث مثل العلاقة بين تقديرات المدرسين لمستوى تحصيل التلاميذ وبين تقديرات الاقتصاديين لمستواهم الاقتصادى.

#### مثال:

فيما يلي تقديرات المدرس لمستوى تحصيل ثلاثة من تلاميذه وكذلك تقديرات المختلصين لمستواهم الاقتصادي.

ق التحصيل الاقتصادي رتبة التحصيل رتبة الاقتصادي الفرق مربع الفرق

۲

$$c = l - \frac{r \times r}{r \times r - l} = l - \frac{r}{3r} = l - 0, \quad e = 0, \quad e = 0$$

أي أن العلاقة بين التحصيل والمستوى الاقتصادي علاقة موجبة .

# تمارين<sup>(\*)</sup>

١ ـ في دراسة على مجموعة من الأطفال أجرى الباحث عليهم

 <sup>(</sup>ه) من المفيد في مثل هذه التمارين أن يقوم الطالب يحلها بنفسه أولاً حسب القواعد السابقة ثم
 يقوم بمراجعة حله بالحل الموجود بعد التمارين .

اختبارين أحدهما يقيس القدرة على التصور والثاني يقيس اقدرة على التذكر وكان عدد هؤلاء الأطفال ١٠ وكانت درجاتهم كما يلي:

س (التصور): ۱۲-۲۲-۱۸-۱۰-۷-۱۷-۳۲-۲۳-۲

ص (التذكر): ٨ - ١٣ - ١٤ - ٢٢ - ٢١ - ٢ - ٥ - ١٥ - ٣١١

٢ ـ أجرى باحث بحثاً على مجموعة من الذكور عددهم ٥ أفراد فطبق
 عليهم اختباراً للشخصية لقياس الانطواء والانبساط فكانت درجاتهم عليهما:

س (الانطواء): ٥-٦-٥-٤-٣

ص (الانبساط): ١٢ - ١١ - ١٠ - ١١ - ٨

أحسب معامل الارتباط في الدراسة والبحث السابقين.

 ٣ - صنفت درجات خمسة من العمال على اختبار للذكاء إلى خمس مستويات كما استخرجت تقديراتهم على مقياس الكفاية الإنتاجية فكانت كما يلى:

العمال ۱ ۲ ۳ ۶ ه الدكاء ضعيف أقل متوسط فوق جيد جداً الكفاية مقبول متوسط جيد جيد جداً ممتاز

والمطلوب حساب لارتباط بين الذكاء والكفاية .

الحل:

# التمرين الأول:

$$\frac{11\cdot\xi}{99\cdot}-1=\frac{1\times\xi\times71}{1-1\cdot\times1\cdot}-1=\omega$$

## التمرين الثاني :

$$c = 1 - \frac{r \times r}{6 \times 67 - l} = 1 - \frac{36}{6 \times 37}$$

### التمرين الثالث:

ف	ف	رتبة كفاية	رتبة ذكاء	الكفاية	الذكاء	ق
صفر	صفر	•	۰	مقبول	ضعيف	ì
صفر	صفر	٤	٤	متوسط	أقل	٤
صفر	صفر	٣	٣	جيد	متوسط	٣
صفر	صفر	*		جيد جداً	-	
صفر	صفر	١	1	ممتاز	جيد جداً	٥

$$c = 1 - \frac{7 \times out_0}{1 \times 1 - 1} = 1 - \frac{out_0}{1 \times 1 - 1} = + 1$$

# حدود معامل الارتباط

تبين بعد الجزء السابق كيفية الحصول على معامل الارتباط ويجدر بنا هنا أن نعرف من خلال التمارين الإحصائية المختلفة حدود هذا العامل مدللين على ذلك بالأمثلة. وإننا نستطيع تبين هذه الحدود من خلال النظر لرتبة كل من المتغيرين، ومن خلال جدول الانتشار أو ما يسمى بالجدول المزدوج.

أ ـ من خلال النظر للرتب

### ١ ـ في حالة العلاقة التامة الموجبة:

#### مثال:

ف	ف	رتبة ص	رتبة س	ص	ص	ق
صفر	صفر	١	١	٦	٧.	1
صفر	صفر	۲	۲	•	١٨	۲
صفر	صفر	٣	٣	۳.	4	٣
صفر	صفر	£	<u>ŧ</u>	صفر	٧	٤
صفر	صفر	١.	1.			

$$c = 1 - \frac{r \times abc}{3 \times 1 - 1} = 1 - \frac{abc}{1 \cdot r}$$

ويتضح لنا بمجرد النظر لرتبة كل من المتغيرين س، ص أن قيم المتغير س قد أخذت نفس رتب قيم المتغير ص وفي هذه الحالة نتوقع أن تكون قيمة معامل الارتباط تساوي + 1 أي أنها علاقة موجبة.

٢ ـ في حالة العلاقة التامة السالبة:

#### مثال:

$$c = 1 - \frac{r \times \lambda r t}{\lambda \times 3 r - t} =$$

$$c = 1 - \frac{1 \cdot 1}{3 \cdot 0} = 1 - 7 = -1$$

ويلاحظ بمجرد النظر إلى العلاقة العكسية بين رتب المتغير (س) ورتب المتغير (ص) فنجد أن القيمة الأولى ٣٥ في المتغير س قد أخذت الرتبة ١ بينما القيمة الأولى ١٢ في المتغير ص قد أخذت الرتبة ٨. كذلك نلاحظ أن القيم في المتغير س مرتبة ترتيباً تنازلياً والقيم ص مرتبة ترتيباً تصاعدياً وهنا يعني أن الزيادة في المتغير الأول (س) يتبعها نقصان في المتغير الثاني (ص).

### ب - من خلال جدول الانتشار (\*)

في الجدول التكراري يتم وضع الدرجات الخاصة بمتغير واحد فيه على شكل فئات وتكرارات. أما جدول الانتشار أو الجدول المزدوج فهو عبارة عن جدولين تكرارين وضعا معاً ليمثلا درجات متغيرين من المتغيرات المراد حساب العلاقة بينهما. لكن الفرق بين الجدول التكراري وبين الجدول المزدوج هو أنه يتم وضع علامة واحدة لتعبر عن كل قيم في الأول أما في الثاني فإنه يتم وضع علامة واحدة أيضاً لكن هذه العلامة تعبر عن قيمين الأولى خاصة بالمتغير الأول والثانية خاصة بالمتغير الثاني .

وفيما يلي المثالين السابقين في حالة العلاقة النامة الموجبة والعلاقة التامة السالبة لنوضحها من خلال جدو ل الانتشار.

# ١ ـ في حالة العلاقة التامة الموجبة:

#### مثال:

<b>ሳ</b> ·	0	صفر	ص/ س
۲		11	_ Y
۲	. //		- 17
ŧ	۲	۲	4

ص	<del>س</del>	ق
٦	٧.	١
٥	14	۲
۳	4	٣
م.ة.	v	•

وقد تم عمل الجدول المزدوج السابق باتباع الخطوات الآتية:

١ ـ عمل جدول بالصورة السابقة والتي تختلف فئاته حسب عدد
 القيم .

<sup>(\*)</sup> ويطلق عليه أيضاً اسم الجدول المزدوج.

- ٢ ـ جعل فثات المتغير س هي المربعات الرأسية .
- ٣ ـ جعل فئات المتغير ص هي المربعات الأفقية .
- ٤ عمل فئات للمتغير س بنفس طريقة الجدول التكرارى.
- عمل فئات للمتغير ص بنفس طريقة الجدول التكرارى.
  - ٦ ـ لوضع درجات المتغيرين في الجدول يكون كالآتي :

١ - يتم تفريغ كل درجتين متقابلتين معاً، وعلى سبيل المثال يتم تفريغ
 القيمتين الخاصتين بالفرد ١ الأول وهما ٢٠، ٦ معاً.

 ٢ - نجد بالنسبة للقيمة الأولى من المتغير س وهي ٢٠ يمكن تفريغها في الفئة ١٧ - ، وأن القيمة الأولى من المتغير ص وهي ٢ يمكن تفريغها في الفئة
 ه

٣- نبحث عن المربع المقابل للفئة ١٧ ـ وفي نفس الوقت يكون مقابلاً
 للفئة ٥ ـ وهو هنا في هذه الحالة المربع الأخير.

 غ- نقوم بوضع علامة / في هذا العربع لتعبر هذه العلامة عن العلاقة بين هاتين الدرجتين ويمكن أن نصور ذلك على النحو الآتي :

الفقة ١٧ - -----

٥- بالنسبة للقيمتين التاليتين الخاصتين بالفرد (٢) الثاني وهما ١٨، ٥ نجد أن القيمة الأولى ١٨ من المتغير سيمكن تفريغها في الفئة ١٧ - ، وأن القيمة الثانية ٥ من المتغير صيمكن تفريغها في الفئة ٥ - وعلى هذا الأساس يتم البحث عن المربع المقابل لكل من هاتين الفئتين معاً فنجده أنه هو نفس المربع الأخير والسابق وضع علامة للقيمتين ٢٠، ٦ فيه فيتم على هذا الأساس وضع علامة ثانية في نفس المربع لتعبر عن العلاقة بين المدرجتين ١٨، ٥ إيضاً.

٣- بالنسبة للقيمتين التاليتين الخاصتين بالفرد (٣) الثالث وهما ٣٠٩ نجد أن القيمة الأولى من المتغير س يمكن تفريغها في الفئة ٧- ، والقيمة الثانية من المتغير س يمكن تفريغها في الفئة صفر - . وعلى هذا الأساس يتم بعد ذلك البحث عن المربع لكل من الفئين السابقتين فنجد أن المربع الأول في العمود الأول والصف الأول فيتم وضع علامة / فيه لتمبر عن الملاقة بين المرجين .

٧ - كذلك نجد أنه يمكن تمثيل القيمتين الأخيرتين الخاصتين بالفرد
 (٤) الرابع وهما ٧، صفر في نفس مربع القيمتين السابقتين وهما ٣٠٩.

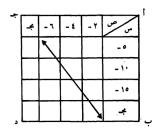
التتيجة: عندما تكون العلاقة تامة موجبة فإننا نجد أن انتشار العلامات في الجدول يسير في الاتجاه من أ ـ دكما يتبين في الجدول السابق:

, جـ						Ī
	4	-7	- £	-۲	J.	
					-0	
					- ;	
					-10	
					4	
د						٠

### ٢ - في حالة العلاقة التامة السالبة:

, جـ						,	ص أ	س
	<i>بج</i> ـ	- 07	- ٤٢	- 44	- 17	رص س	14	40
		/	//	/		- ۲	14	44
		_		11		- 17	**	14
				//			7.4	17
						- 44	۳۰	١.
					//	- 41	13	4
						بج	٠٠	٨
اد		L	L		L		ه ۲۰	٧

النتيجة: تم وضع القيم الخاصة بالمنغيرين بنفس الصورة السابقة وعندما تكون العلاقة تامة سالبة فإن انتشار العلامات في الجدول يسير في الاتجاه من حــب كما يلي وكما يتبين في الجدول السابق.



# تمارين

١ - أجرى باحث دراسة على مجموعة من العمال للكشف عن العلاقة بين أجورهم وعدد مرات الجزاءات التي توقع عليهم فكانت القيم التي حصل عليها بالنسبة لخمسة عشر عاملاً بالنسبة للأجور والجزاءات هى:

س: ۱۰-۱۰-۱۷-۱۷-۲۳-۳۳-۳۳-۸۵-۵۰-۵۱-۸۱-۱۸-۸۳-۲۶-۸۳-۷۸-- ۷۰-

ص: ۳۰-۲۷-۲۲-۲۲-۲۲-۱۱-۱۱-۱۲-۷-۷-۷-۷-۲-۲۱-۱۱-۸-۷-۲.

بين العلاقة بين المتغيرين بالطرق الآتية:

أ ـ جدول الانتشار .

ب - الرتب بين المتغيرين.

جــ الطريقة الإحصائية.

٢ - أراد باحث أن يعرف العلاقة بين العمر والأجر الذي يحصل عليه الموظف في عمله فأجرى بحثه على ثماني أفراد فكانت أعمارهم وأجورهم كما يلي:

س: ٥٠ ـ ٤٨ ـ ٤٥ ـ ٤٣ ـ ٣٨ ـ ٣٥ ـ ٣٥ ـ ٢٠

ص: ۲۲ ـ ۲۷ ـ ۲۷ ـ ۲۲ ـ ۲۲ ـ ۲۰

أحسب العلاقة بين المتغير بنفس الطريقة السابقة.

الحل:

١ ـ حل التمرين الأول:

### ١ ـ عن طريق جدول الانتشار:

4	-4.	- 47	- 77	- 14	- \ ٤	-1.	-٦	س کس
	1	11						-1.
			1					-4.
			1	//				-4.
					//	/		- t ·
						/		-0.
						/	11	-7.
							1	-4.
								÷

ويتضح من مسار خط الانتشار الذي يصل بين ب، جـ أن نوع العلاقة تامة سالية .

ب ـ عن طريق الرتب بين المتغيرين:

ف∙	ف	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
197	11 +	. \	٥	٣٠	١.	١
122	17+	1	Ţιε	44	١٥	۲
١	۱۰+	/۳	14	77	۱۷	٣
78	۸+	٤	114	7 £	**	٤
41	+ ۲	٥	111	**	44	٥
17	<b>£</b> +	٦	11.	۲.	74	٦
٤	<b>Y</b> +	٧	11 4	۱۸	۳۸	٧
صفر	صفر	٨	^	17	٤٠	٨
٤	۲_	•	v	١٥	٤٥	4
٦	٤ _	١٠	7	17	٤٨	١.
٣٦	٦_	11	11.	11	٠٥	11
71	۸_	۱۲	1 \ 1	١.	٦٥	١٢
١	۱۰-	14	\ \ \	٨	77	۱۳
188	۱۲_	11/	/٢	٧	٦٨	١٤
197	۱٤ -	10	*	٦	٧٠	١٥
114.	- 70					
	٠٦ +					
	صفر					

ويتضح من رتبتي ش، ص أن رتبة القيمة الأولى في المتغير س خمسة عشر بينما رتبة القيمة الأولى في المتغيرض واحد، ويتضح لنا من مجرد النظر للرتب أن العلاقة عكسية .

$$1 = Y = 1 = \frac{7}{7} \cdot 1 = 1 = 1$$

وتشير القيمة الناتجة ـ ١ إلى أن العلاقة تامة سالبة.

٢ ـ حل التمرين الثاني:

١ ـ عن طريق جدول الانتشار:

♪.									. 1		
	4	-44	- 49	- ۲7	- 44	- 4	- 17	מאמע ש	ٰ ص	, w	ق
							1	_ Y ·	44	٥,	١
							1	- 40	44	٤٨	۲
		/						-4.	**	٤٥	٣
			_	<del> </del>		//		-40	7 £	٤٣	٤
			-	-	<del>  ,</del>	′′	-	- 1.	. 77	۳۸	۰
	<u> </u>	_		_	-	-	-	-	14	۳0 ۲0	٧
	L			//				- 20	17	٧.	۸
								ب	]_ ''	•	

ويلاحظ أن خط الانتشار الخاص بالعلامات يسير في الاتجاه أ ـ د مما يعطينا تنبوءاً بأننا لو حسبنا العلاقة فستكون موجية .

### ٢ - عن طريق الرتب:

ف	ف	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
صفر	صفر	1	١	44	۰۰	1
صفر	صفر	۲	4	44	٤٨	4
صفر	صفر	٣	٣	**	٤٥	٣
صفر	صفر	٤	٤	7 £	٤٣	٤
صفر	صفر	٥	٥	**	٣٨	٥
صفر	صفر	٦	٦	۲.	٣٥	٦
صفر	صفر	٧	٧	١٨	40	٧
صف <u>ر</u> صفر	صفر صفر	٨	٨	17	۲٠	٨

ومن مجرد النظر إلى رتب س، ص نجد أن قيم س قد أخذت نفس رتب ص مما يجعلنا نتنبأ أيضاً بأن العلاقة ستكون ـ لو حسبناها إحصائية ـ تامة موجية.

# ٣ ـ بالطريقة الاحصائية:

$$w = 1 - \frac{7 \times obi}{1 - 18 \cdot 1} = -\frac{obi}{3 \cdot 0}$$
  
 $w = 1 - obi = 1$ 

تتفادى معاملات ارتباط بيرسون العيوب الموجودة في معامل ارتباط الرتب والمتعلقة باعتماده على الرتب في حسابه لا على القيم نفسها. ومعاملات بيرسون هى:

أ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات.

ب\_معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام.
 ج\_معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.

و بدون شك فهناك أنواعاً عديدة أخرى من معاملات الارتباط سيأتي ذكرها في القسم الخاص «بالإحصاء المتقدم» بعد ذلك. وسنتناول فيما يلمي طرق حساب معاملات ارتباط بيرسون كل على حدة.

أ - معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات.

يعتبر معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات من أكثر معاملات الارتباط شيوعاً لأنه يتأثر بجميع القيم المعطاة. فهو إذاً يسد نقصاً هاماً في معامل ارتباط الرتب لأن ذلك الأخير يتناول في حسابه الرتب لا القيم نفسها كما سبق أن ذكرنا، وحساب معامل الارتباط على أساس الرتب أقل دقة من حسابه على أساس القيم إذ أن زيادة القيمة أو نقصها لا يغير من قيمة معامل الارتباط إذا حسبناه باستخدام معامل الرتب لسبيرمان. هذا بينما يتأثر معامل بيرسون بأي تغيير في القيمة. وسنعطي أمثلة نقارن من خلالها بين الطريقتين، ولكن يتأكد بواسطتها هذا الكلام إ

ويعتمد معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات على حساب المتوسط الحسابي لكل من المتغيرين المراد معرفة العلاقة بينهما ثم يسم حساب انحراف كل قيمة عن متوسطها ثم تربيع هذه الانحرافات وضربها في بعضها بعد ذلك.

#### مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة مكونة من أربعة أشخاص لمعرفة العلاقة بين مستوى ذكائهم (س) وسمات شخصيتهم (ص)، وكانت دراجاتهم على المتغيرين س، ص كما يلي:

وقانون معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانبحرافات هو:

حيث أن:

عدحُ س حُ ص = حاصل ضرب حُ س في حُ ص

حُ ا س = مربع انحراف القيم عن متوسطها وذلك بالنسبة للمتغيرس.

حُ ا ص = مربع انحراف قيم المتغير ص عن متوسطها. وبالتعويض عن القالون في المثال السابق نجد أن:

والخطوات التي تم من خلالها حساب معامل الارتباط عن طريق الانحرافات هي: ١ - جمع قيم المتغير س وقسمة الناتج على ن ويكون الناتج هو متوسط هذا المتغير. ولقد كان مجموع قيم المتغير س (مجـ س) في المثال السابق ٨٧، ومتوسط هذا السنغير ٢١,٧٥.

٢ - جميع قيم المتغير ص وقسمة الناتج على ن ويكون الناتج هو متوسط هذا المتغير. ولقد كان مجموع قيم المتغير ص (مجـ ص) في المثال السابق ١٩٠، ومتوسط هذا المتغير ٥,٧٥.

٣ ـ حساب انحراف كل قيمة من قيم المتغير س عن متوسطها وذلك بطرح هذا المتوسط من كل قيمة من قيم المتغير س ويوضع الناتج في العمود ح س أي انحراف القيم عن متوسطها .

٤ ـ حساب انحراف كل قيمة من قيم المتغير ص عن متوسطها وذلك بطرح هذا المتوسط من كل قيمة من قيم المتغير ص ويوضع الناتج في العمود حُ ص أي انحراف القيم عن متوسطها.

ه \_ تربيع كل انحراف من الانحراف ات الموجودة في العمود ح س ليتم الحصول على العمود ح س و يتم بعد ذلك جمع مربع انحرافات هذا العمود لنحصل على مج ح س .

٦ ـ تربيع كل انحراف من الانحراف الموجودة في العمود ح ص ليتم الحصول على العمود -1 ص. ويتم بعد ذلك جمع مربع انحرافات هذا العمود لنحصل على مجرح ص .

 $V_-$ يتم ضرب انحراف حُ س X حُ ص ليتم الحصول على حُ س حُ ص . ويتم بعد ذلك جمع حاصل ضرب هذه الانحرافات في بعضها لنحصل على مجرحُ س حُ ص .

٨ \_ بعد ذلك يطبق القانون السابق ذكره.

# مقارنة معامل ارتباط الرتب بمعامل الارتباط عن طريق الانحرافات

سبق أن قلنا أن عيوب معامل ارتباط الرتب أنه يعتمد في حسابه على الرتب لا على القيم نفسها. ومعنى ذلك أنه لو تغيرت القيم فلن تتأثر قيمة معامل الارتباط. لكنه في حالة معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات فإننا نجد أن أي تغير في القيم يؤثر على قيمة معامل الارتباط وهذا هو المتوقع. وفيما يلى مثالاً تم حله بطريقة الرتب وبطريقة الانحرافات.

# بطريقة الرتب:

ف،	ف	ز ص	ز س	ص	س	ق
صفر	أصفر	*	۲	٤٥	۲.	١
٤	۲	١	٣	٠.	10	4
صفر	صفر .	٤	٤	۳.	٥	٣
<u></u> ٤	<u> </u>	٣	١	٤١	74	٤
	صفر					

 $\omega = 1 - \frac{r \times \Lambda}{3 \times r \cdot 1 - 1} = 1 - \frac{\Lambda \Lambda}{r} = 1 - \Lambda, r = \gamma, r$ 

				: :	حرافات	نة الان	بطرية
حَ س حَ ص	حً ٢ ص	حٌ٢ س	حَ ص	حُ س	ص	س	ق
10,98+	18,7	۱۸,٦	۳,۷۵ +	٤, ٢٥ +	٤٥	۲٠	١
٦,0٦_	٧٦,٥٦	٠٠,٥٦	۸,۷0 +	۰,۷۵_	۰۰	١٥	۲
140,98+	177,07	11,07	11,70_	١٠,٠٠_	۳.	٠.	٣
٩,،٦_	١,٥٦	70,70	1,40_	V, Yo +	٤٠	78	٤
10,77_	Y11,72	147,78			170	74	
147,44+			1				
171,77							

$$\gamma = \frac{\gamma V}{2} = 0, 0, 0$$

$$\gamma = \frac{1}{2} = 0, 0, 0$$

$$\gamma = \frac{1}{2} = 0, 0, 0$$

$$\zeta = \sqrt{\frac{1}{2}} = 0, 0, 0$$

$$\zeta = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}} =$$

 $c = \frac{171, 77}{7, 7, 1} = 7,$ 

وهكذا يتضح أن قيمة معامل الارتباط قد تغيرت في معامل ارتباط الرتباط عن طريق الانحوافات. ليس ذلك فقط بل الرتب عنه في معامل الارتباط عن طريق الانحوافات. ليس ذلك فقط بل وكما سبق أن قلنا فإن معامل ارتباط الرتب نفسه لا تتغير قيمته إذا زادت القيم أو نقصت ما دامت هذه المزيادة أو النقص لا يغير وضع القيمة بالنسبة للمجموعة، في حين أن قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحوافات تتغير لو تغيرت القيم. وسنعطى فيما يلى أمثلة تبين ذلك.

#### مثال:

					بير القيم	قبل تغب
ف	ٺ	ر ص	ر س	ص	س	ق
صفر	صفر	٣	٣	٧.	10	١
صفر	صفر	۲	4	٣.	**	*
صفر	صفر	٤	٤	١٠	٨	٣
صفر	صفر	١	1	٤٠	40	٤
صفر			<u>فر</u> = ۲	ر - ۱ = ۲	۰ × ۲ من ۱ - ۲ × ۱۹	س = ،

س = ۱ \_ صفر = + ۱

وحساب نفس المثال مع تغيير في القيم في كل من المتغيرين: .

القيم	تغس	عد
احيم	حبيير	~

ف٢	ف	ر ص	ر س	ص	س	ق
صفر	صفر	٣	۴	١.	١.	١
صفر	صفر	۲	4	40	٧.	4
صفر	صفر	٤	٤	٤	٥	٣
صفر	صفر	١	١	۳٥	٣٠	٤
صفر	صفر		صفر		۲×صف	

$$\omega = 1 - \frac{7 \times abc}{1(7-1)} = 1 - \frac{abc}{3 \times 0}$$

س = ۱ ـ صفر = + ۱

وهكذا نجد أن معامل ارتباط الرتب لم تختلف قيمته عن + ١ رغماً من اختلاف القيم في المتغيرين س، ص في الحالتين . بينما تختلف قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحرافات في نفس الحالتين السابقتين وسنبين ذلك فيما يلى:

الحالة الأولى: قبل تغيير القيم .

$$c = \sqrt{-\infty \times 5 \times 173} = \frac{673}{\sqrt{73}} = 699,$$

الحالة الثانية \_ بعد تغيير القيم:

وهكذا نجد أن قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحرافات قد تغيرت قيمته في الحالة الأولى عنه في الحالة الثانية وذلك لأن القيم نفسها قد تغيرت أي أن قيمة معامل الارتباط تتأثر بالقيم نفسها بينما لم نجد ذلك في معامل ارتباط الرتب.

# ب ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق القم الخام:

وجدنا في معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات أنه يتطلب كثيراً من الخطوات ونتائجه يوجد بها الكثير من الكسور مما يحتاج لوقت طويل في حسابه إلى جانب أن الباحث قد يقع في الكثير من الأخطاء نتيجة لذلك. أما معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام فيتحاشى ذلك. ويعتمد هذا المعامل في حسابه على تربيع القيم في كل متغير من المتغيرين ثم ضرب المتغير س في المتغير ص. وفيما يلي مثالاً يوضح ذلك:

#### مثال:

وقانون معامل الارتباط عن طريق القيم الخام:

وبالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد أن قيمة :

$$C = \frac{4V - \frac{4V \times 4}{0}}{0}$$

$$\sqrt{\frac{VV \times 4V}{0} \times \frac{(4V)^{T}}{0} \times \frac{(4V)^{T}}{0}}$$

$$\frac{c = \gamma_{\Lambda} - \frac{\cdot 3\gamma}{\circ}}{\sqrt{p_{T} - \frac{\gamma_{\Lambda}\gamma_{\Lambda}}{\circ}}} = \sqrt{\frac{\gamma_{\Lambda} - \Lambda_{\Gamma}}{p_{T} - \Lambda_{\Lambda}\gamma_{\Lambda}}}$$

 $C = \frac{1!}{\sqrt{1! \times 1!}} = \frac{1!}{\sqrt{1! \times 1!}} = \frac{1!}{\sqrt{1! \times 1!}} = 0.74, \cdot$ 

خطوات حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام:

١ ـ تربيع قيم س ويوضع الناتج في العمود س٠.

٢ ـ تربيع قيم ص ويوضع الناتج في العمود ص١.

٣ ضرب قيم س × قيم ص ويوضع الناتج في العمود س ص.

٤ - تجمع الأعمدة لنحصل:

من العمود الأول على مجـ س.

ومن العمود الثاني على مجـ ص .

ومن العمود الثالث على مجـ س٠.

ومن العمود الرابع على مجـ ص٢.

ومن العمود الخامس على مجـ س ص.

ه ـ نطبق القانون الأتي:

ر = مجـ س ص<u>ـ مجـ س × مجـ س</u> ن

<u>'(ب-ص')</u> × بح ص ا \_ (ب-ص)

حيث أن :

س = معامل الارتباط.

مجـ س ص = مجموع ضرب القيم في المتغيرين س، ص في بعضهما .

البعض ـ

ن = عدد الأفراد.

مجـ س = مجموع القيم في المتغير س.

مجـ ص:= مجموع القيم في المتغير ص. مجـ س' = مجموع تربيع القيم في المتغير س. مجـ ص على على القيم في المتغير ص.

جـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار:

نلاحظ من خلال الأمثلة السابقة في كل من معاملي ارتباط بيرسون السابقين سواء أكان عن طريق القيم الخام أو الا نحرافات أنهما يصلحان من الناحية العملية في حالة العينات الصغيرة. أما إذا تضمنت العينة التي يجري عليها الباحث بحثه مثات من الأشخاص فإنه سيستغرق وقتاً طويلاً جداً في حسابه لمعامل الارتباط بهاتين الطريقتين كما أنه محتاج في نفس الوقت لمساحات كبيرة من الورق يسجل عليها قيم المتغيرين س، ص ويجري حساب العلاقة بينهما. ولذلك فإن معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار. والجدول المزدوج عيصلح في مثل هذه الأحوال إذ نتمكن من وضع درجات المتغيرين في هذا الجدول لأي عينة من العينات مهما كبر حجم هذه العينة. وقد سبق أن بينا كيف يمكن تفريغ درجات المتغيرين في هذا الجدول. وسنكتفي هنا في معرفة خطوات حساب هذا المعامل.

#### مثال:

فيما يلي درجات مجموعة مكونة من ١٥ خمسة عشر تلميذاً على اختبار للذكاء (س) والذاكرة (ص).

درجات س: ۷-۳-۰-۱۲-۱۲-۶۱-۲۰-۹-۸-۴'۳-۷-۱۱-۲۲-۲۳.

وفيما يلي جدول الانتشار الخاص بالمتغيرين السابقين:

حَ س حَص	ح ؑ س	حَ س	حَ	مجد س	- 47		~ 17	- 4	س ص
10+	٩	۹_	١-	٩			441	1777	-4
			صفر	۴			١	۲	-1.
٣_	۲	۲ +	۱ +	۲			أأأ	Ý	- ۱۷
7 +	٤	۲ +	۲ +	١					- 71
۱۷ +	10	۹_		10	١	صفر	۰	٩	مجـ ص
٣-		٤+							جـ ص
18 +		۵_			۱+		١-	۲_	خ
			۲۲	14-	۱ +		٥.	۱۸-	ح ص
				۱ +					ے س
				٤٢	,		•	77	حَ ص ٢
				18 +	۲		۲	١.	حُ ص حُس

وبالتعويض عن القانون في المثال السابق:

$$C = \frac{3! - \frac{6 \times 77}{6!}}{\sqrt{6! - \frac{(-9)^2}{6!} \times 73 - \frac{(-77)^2}{6!}}}$$

$$C = \frac{3! - \frac{1!}{6!}}{\sqrt{6! - \frac{17}{6!} \times 73 - \frac{3}{6!}}}$$

$$C = \frac{3! - \frac{77}{7!}}{\sqrt{6! - \sqrt{7}} \times 73 - \frac{3}{7!}}$$

$$C = \frac{3! - \frac{77}{7!}}{\sqrt{77} \times 73 - \sqrt{77}}$$

$$C = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{77, 17} \times 73 - \sqrt{77}}$$

$$C = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{77, 17} \times 73 - \sqrt{77}}$$

$$C = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{77, 17} \times 73 - \sqrt{77}}$$

$$C = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{77}, 7} = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{77}}$$

$$C = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{77}, 7} = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{77}}$$

وخطوات حساب هذا المعامل هي:

١ ـ تفريغ القيم المعطاة في جدول الانتشار. ويتم جمع التكرارات
 الموجودة في كل صف لنحصل على مجـ س، كما يتم جمع التكرارات
 الموجودة في كل عمود لنحصل على مجـ ص. ·

٢ ـ يتم وضع انحراف فرضي أمام مجـ س، مجـ ص لنحصل على حُ.

٣ ـ يتم ضرب الانحراف الفرضي في التكرار المقابل له (الموجود في عدس) أو هجـ س) ليتم الحصول على ح سح ص ثم يتم ضرب ذلك الأخير في ح لنحصل على ح س ، ح ص .

إ ـ نقوم بضرب الانحراف الفرضي المقابل للصف الأول × الانحراف الفرضي المقابل للعمود الأول في نفس الجدول، ونضع الناتج في الركن

العلوي الأيمن للمربع (وهو هنا في هذا المشال المربع الأول في الصف الأول) ثم نضرب هذا الناتج في تكرار الخلية ونضع ناتج الضرب في الركن الأسفل الأيسر من نفس المربع .

 هـ نقوم بضرب الانحراف الفرضي للصف الأول أيضاً × الانحراف الفرضي للعمود الثاني، ونضع الناتج في الركن العلوي الأيمن من المربع الثاني في الصف الأول، ثم نضرب الناتج × تكرار الخلية. ونضع الناتج بعد ذلك في الركن الأسفل الأيسر من نفس المربع. وهكذا حتى نهاية تكرارات الصف الأول.

٣- نقوم بضرب الانحراف الفرضي للصف الثاني × الانحراف الفرضي للعمر والأداء ونضع الناتج في الركن العلوي الأيمن في المربع الأول في الصف الثاني ونضرب بعد ذلك الناتج × تكرار هذا المربع. وهكذا حتى نهاية الصف الثاني. ثم نتتقل إلى الانحراف الفرضي للصف الثالث. . . وهكذا.

٧- نقوم بجمع حواصل الضرب السابقة الموضوعة في الركن الأسفل الأيسر في المربعات بالنسبة للصف الأول ويوضع هذا الناتج في العمود عَ س ح ص وكذلك بالنسبة للصف الثاني والثالث... وهكذا. ثم تتم نفس هذه الخطوة بالنسبة للعمود الأول ويوضع هذا الناتج في الصف ح ص ص ح س و كذلك الأمر بالنسبة للعمود الثاني والثالث.. وهكذا.

٨- يجب أن يكون الناتج في مجـ ح اس ح اص مساوياً للناتج في مجـ
 ح اص ح اس.

٩ - نطبق بعد ذلك القانون السابق.

## تمارين محلولة على معاملات الارتباط السابقة

 ١ - طبق باحث اختبارين على مجموعة من التلاميذ عددهم عشرة أحدهما يقيس الذكاء والآخر يقيس الثبات الانفعالي، فكانت درجاتهم على هذين الاختبارين كما يلى:

أحسب الارتباط بين الذكاء والثبات الانفعالي بطريقة الرتسب والانحرافات.

٢ ـ أجرى باحث دراسة على عينة من الأطفال مجموعها عشرة لمعوفة العلاقة بين مستوى الذاكرة لديهم وبين أعمارهم فكانت درجات ذاكرتهم وأعمارهم كما يلى:

أحسب معامل الارتباط بين س، ص بطريقة الرتب والانحرافات والقيم.

## الحل:

## التمرين الأول:

## ١ - بطريقة الرتب:

$$=\frac{\pi Y}{99} \cdot 1 = \frac{9\pi}{1} \cdot \frac{8\pi}{1} \cdot \frac{1}{1} \cdot \frac{1}$$

<sup>(\*)</sup> بالتقريب.

#### ٢ ـ بطريقة الانحرافات:

$$\frac{\text{toV}}{\text{YTE1.XY}} = \frac{\text{toV}}{\text{YolxivAt,oV}} = \omega$$

$$= \frac{\Lambda \Psi \xi}{1 - 1 \cdot 1 \cdot 1} - 1 = \frac{\Lambda \Psi \xi}{1 - 1 \cdot 1 \cdot 1} - 1 = 0$$

#### ٢ - بطريقة الانحرافات:

$$\eta = \frac{m}{1} = \eta$$

$$\eta = \frac{\xi}{1} = \xi$$

$$\eta = \frac{\xi}{1} = \frac{\xi}{1} = \frac{\xi}{1}$$

$$V_{\text{VA}} = \frac{\gamma}{\gamma_{\text{E}} \times \gamma_{\text{A}} + \gamma_{\text{A}}} = \frac{\gamma}{\gamma_{\text{E}} \times \gamma_{\text{A}} + \gamma_{\text{A}}}$$

$$\cdot, \cdot \vee = \frac{Y}{Y \wedge_{1} \setminus Y} = \dots$$

## (٣) معامل التوافق (\*)

تهتم معاملات الارتباط السابقة بإيجاد العلاقة بين المتغيرات التي يمكن قياسها قياساً كمياً باستخدام الأدوات المختلفة في علم النفس وعلم الاجتماع. لكننا نجد في نفس الوقت أن هناك الكثير من المتغيرات النوعية التي تنقسم فيما بينها انقساماً كيفياً وتحتاج إلى إيجاد العلاقة بينها، كالحاجة مثلاً إلى إيجاد العلاقة بين لون العين أو البشرة أو الشعر لدى الأبناء بلون المعين أو البشرة أو الشعر لدى الأبناء بلون مثل هذا النوع من العلاقات. ويحسب معامل التوافق من خلال الانتشار لتكرارات تلك المتغيرات النوعية وذلك بتربيع كل تكرار وقسمته على حاصل ضرب مجموع عمود التكرار في مجموع صفه، وذلك بالنسبة لكل صف ثم ضبا معمد التكرارات المربعة في كل صف على بعضها البعض . . . وهكذا في باقي الصفوف.

وقانون معامل التوافق (ق) = 1 - 1 -

وفيما يلي مثالاً نوضح من خلاله خطوات حساب معامل التوافق .

#### مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين الصفات الوراثية بالنسبة للون البشرة لدى الأبناء بلون البشرة لدى الأباء فحصل على البيانات الآتية في جدول الانتشار.

Cofficient of Agreement. (\*)

بج	قمحي	أبيض	أسمر	الأبناء الأبناء
1.	۰	٣	۲	أسمر
٧	۲	١	٤	أبيض
۱۳	٣	٦	٤	قمحي
۳٠	١٠	1.	١٠	*

$$\frac{(0)}{1 \cdot \times 1} + \frac{(0)}{1 \cdot \times 1}$$
 بجد الصف الأول=

$$\cdot$$
,  $\gamma_0 + \cdot$ ,  $\cdot \dot{q} + \cdot \dot{\xi} = \frac{\gamma_0}{1 \cdot \cdot} + \frac{q}{1 \cdot \cdot} + \frac{\xi}{1 \cdot \cdot} =$ 

$$\frac{\mathsf{r}(\mathsf{Y})}{\mathsf{Y} \times \mathsf{N}} + \frac{\mathsf{r}(\mathsf{N})}{\mathsf{Y} \times \mathsf{N}} + \frac{\mathsf{r}(\mathsf{S})}{\mathsf{Y} \times \mathsf{N}} = \frac{\mathsf{r}(\mathsf{S})}{\mathsf{N}} + \frac{\mathsf{r}(\mathsf{S})}{\mathsf{N}}$$

$$\bullet, \Upsilon^{\bullet} = \frac{\Upsilon^{\bullet}}{V^{\bullet}} = \frac{\mathfrak{t}}{V^{\bullet}} + \frac{1}{V^{\bullet}} + \frac{17}{V^{\bullet}} =$$

$$\frac{\mathsf{'(T)}}{\mathsf{IT} \times \mathsf{I}} + \frac{\mathsf{'(T)}}{\mathsf{IT} \times \mathsf{I}} + \frac{\mathsf{'(T)}}{\mathsf{IT} \times \mathsf{I}} = \frac{\mathsf{'(T)}}{\mathsf{IT}}$$

•, 
$$\xi V = \frac{q_1}{177} = \frac{q}{177} + \frac{77}{177} + \frac{77}{177} =$$

خطوات حساب معامل التوافق (\*).

 ١ - يتم إيجاد مربع تكرار كل خلية من خلايا جدول الانتشار ثم يتم قسمة هذا المبربع على مجموع تكرارات عموده مضروباً في مجموع تكرارات صفه كما يلى:

## مربع تكرار الخلية مجموع تكرار العمود × مجموع تكرار الصف

٢ ـ يتم جمع النواتج بالنسبة لكل صف على حدة .

٣- نقوم بجمع مجموع الصفوف على بعضها البعض لنحصل على بحـ الصفوف.

٤ ـ نطبق القانون الآتي:

· ق = ال - بجـ

حيث أن :

ق = معامل التوافق.

١ = مقدار ثابت.

مجـ = مجموع الصفوف المشار إليها في ٣.

## (٤) معامل ارتباط فاي Phi Correlation

في كثير من الأحيان يجد الباحث أن المتغيرين اللدين يريد دراسة العلاقة بينهما ينقسمان (أي كل منهما) إلى قسمين نوعيين فقط. ويصلح هذا المعامل مثلاً عندما يريد الباحث إيجاد العلاقة بين من أجابوا على أحــد

<sup>(\*)</sup> تكون فئات كل متغير مساوية لفئات المتغير الآخر.

الأسئلة بنعم ولا ، مع من أجابوا بنعم ولا أيضاً على سؤال آخر في نفس المقياس أو الاستبيان . ويعتمد هذا المعامل في حسابه على التكرارات الموجودة بجدول الانتشار. وقانون معامل فاى:

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين من أجابوا: نعم، لا على السؤال الأول في أحد استبيانات الاتجاهات الاجتماعية بمن أجابوا: نعم، لا على السؤال الثاني في نفس الاستبيان فكانت نتائج التكرارات هي هذين السؤالين كما يلي:

	بح		K	نعم		س ص
د	١٥	٠	~		٠.	نعم
9	١٥	٩	1.	\\ \frac{1}{2}	٥	K
	۳۰	ح	10	ز	١٥	÷

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين من عولجوا بدواء ومن لم يعالجوا به وبين من شفوا ولم يشفوا من هاتين الفئتين (أي من أخذوا الدواء ومن لم يأخذوه). فكانت التكرارات كما في جدول الانتشار الآتي:

	ج.		نموا	لم يشا	غوا	ش	<i>S</i>
۳۸		۲	۱۸	/.(	-	٧.	عولجوا
۳٥		ز.	۳۰	· / 3	1	١٠.	لم يعالجوا
	۸۳		۳٥	g	1	۳.	

$$\frac{1 \cdot \times 1 \wedge - \pi \circ \times 7}{\alpha \pi \times \pi \circ \times 40 \times \pi \wedge 7} = \frac{1 \cdot \times 1 \wedge - \pi \circ \times 7}{\alpha \pi \times \pi \circ \times 40 \times \pi \wedge 7}$$

$$\frac{10.0 \times 10.0 \times 10.0}{10.0 \times 10.0} = \frac{10.0 \times 10.0 \times 10.0}{10.0 \times 10.0 \times 10.0} = \frac{10.0 \times 10.0 \times 10.0}{10.0 \times 10.0 \times 10.0} = \frac{10.0 \times 10.0 \times 10.0}{10.0 \times 10.0 \times 10.0} = \frac{10.0 \times 10.0 \times 10.0}{10.0 \times 10.0 \times 10.0} = \frac{10.0 \times 10.0 \times 10.0}{10.0 \times 10.0} = \frac{10.0 \times 10.0}{10.0} = \frac{1$$

 $, \Psi Y = \frac{Y \cdot Y}{17 \cdot X \cdot Y \cdot Y} =$ 

# (٥) معامل الارتباط الثنائي

في كثير من الأحيان يجد الباحث في مجال علم النفس وعلم الاجتماع والعلوم الأخرى أن عليه أن يصل إلى العلاقة بين متغيرين أحدهما ينقسم إلى فشات كمية (كالذكاء مشكرً) والمتغير الثانسي ينقسم إلى ويتين نوعيتين (كالانبساط والانطواء - كقوة الأنا وضعف الأنا . . . إلخ). ويستخدم معامل الارتباط الثنائي Bi-Serial Correlation لإيجاد مثل هذا النوع من العلاقة ويعتمد في حسابه على الوصول إلى المتوسط الحسابي لكل من المتغيرين النوعين وعلى الانحراف المعياري للتكرارات الكلية . وقانون معامل ارتباط بيوسون .

$$c = \frac{1 - 7^{2}}{3} \times \frac{1 + 7}{6}$$

$$c = \frac{1 - 7^{2}}{3} \times \frac{1 + 7}{6}$$

$$c = \frac{1 + 7}{3} \times \frac{1 + 7}{6}$$

م ١ = متوسط المتغير الأول النوعي (مجموعة ١).

م ٢ = متوسط المتغير الثاني النوعي (مجموعة ب).

ع = الانحراف المعيارِي للمجموعة الكلية .

أ = نسبة تكرار المجموعة ١ على التكراري الكلي.

ب = نسبة تكرار المجموعة ب على التكرار الكلي.

ص = الارتفاع المقابل لأي من النسبتين أ أو ب في جدول المنحنى الاعتدالي.

وفيما يلي مثالاً يوضح ذلك.

#### مثال:

أحسب العلاقة بين الذكاء وسمتي الانطواء والانبساط في الجدول الآتى :

4	-11.	-٩٠	- ٧	- 0 *	الذكاء شخصية	
۲٥	۲	17	٨	٢	الانطواء	(1)
40	٤	١٠	٧.	٤	الانبساط	(ب)
٥٠	٦	44	١٥	٧	ب.	

م ١ (متوسط المتغير ١)

 $19, Y = Y \cdot \times \frac{18}{70} + A \cdot = \gamma \rho$ 

ع كلي (الانحراف المعياري للمجموعة الكلية)

$$\frac{(YY) - \frac{\partial Y}{\partial \cdot}}{(\cdot, o\xi) - 1, \cdot, \gamma} \forall Y \cdot = \xi$$

$$\frac{(\cdot, o\xi) - 1, \cdot, \gamma}{(\cdot, o\xi) - 1, \cdot, \gamma} \forall Y \cdot = \xi$$

$$=\cdot, \wedge \wedge \times \Upsilon \cdot = \overline{\cdot \cdot \cdot, \vee \vee} \vee \times \Upsilon \cdot = \varphi$$

الارتفاع ص المقابل لأي من النسبتين في جدول ارتفاعات المنحني

معامل الارتباط الثنائي = 
$$\frac{1-\frac{1}{2}}{3} \times \frac{1}{2}$$
  
 $\frac{1}{2}$   
 $\frac{1}$   
 $\frac{1}{2}$   
 $\frac{1}{2}$   
 $\frac$ 

خطوات حساب معامل الارتباط الثنائي:

١ - حساب متوسط المجموعة أ ونرمز له بالرمز م أ.

٢ ـ حساب متوسط المجموعة ب ونرمز له م ب.

٣ ـ حساب الانحراف المعياري للمجموعة الكلية ونرمز له بالرمزع.

٤ - إيجاد نسبة المجموعة أ، ونسبة المجموعة ب إلى المجموع الكلي
 ونرمز لهما بالرمزين أ، ب.

 من جدول المنحنى الاعتدالي نبحث عن الارتفاع ص المقابل للمساحة الكبرى أو المساحة الصغرى أ، ب ونرمز لهدذا الارتفاع بالرمز
 ص.

٦ ـ نطبق القانون السابق والذي يرمز له بالرمز رث.

٧- وفيما يلي جدول ارتفاعات ومساحات المنحنى الاعتدالي الـذي يتم من استخراج النسبة الممذكورة في الخطوة رقم ٥. وسيستخدم هذا الجدول عند الكلام على الجزء الخاص بتحويل التوزيع الأقرب توزيع اعتدالي.

جدول ارتفاعات ومساحات المنحني الاعتدالي

	. حبد ابي	ے اسمانی اد		J. J.	J		
الارتفاع	المساحة	المساحة	الدرجة	الارتفاع	المساحة	المساحة	الدرجة
(ص)		الصغرى	المعيارية	(ص)	الكبري	الصغرى	المعيارية
۳۲۸۰,	,9099	, 4044	, • £ • 1	,4444	,	, , , , , ,	٠,٠٠
, • ٧٩ •	,9781	, • 409	١,٨٠	,441	,0199	, ٤٨٠١	ه٠,٠ه
, •٧٢١	,4374	, • ٣ ٢ ٢	۱٫۸۰	,444.	۸۶۳٥,	, 27 . Y	٠,١٠
, • 707	,4718	, • ۲۸۷	1,4.	,4950	,0097	, £ £ • £	۰,۱۵
, • 097	,4711	, • ٢٥٦	1,40	٠،٢٩١٠	,0794	, ٤٢٠٧	٠, ٢٠
,•010	,4777	۸۲۲۰,	۲,۰۰	,4774	,09.84	, ٤٠١٢	٠, ٢٥
,• £٨٨	,9794	, • ٢ • ٢	۲,۰۵	,47418	,7179	, ۳۸۲۱	٠,٣٠
, . £ £ .	,4441	, • ١٧٩	٧,١٠	,4707	, 1774	, 4744	٠,٣٥
, •٣٩0	,4827	, • ١٥٨	۲, ۱۰	,4784	,2005	7337,	٠, ٤٠
,•٧00	,4471	٠١٣٩ ,	٧, ٢٠	, ٢٦٠٥	,1777	,4778	٠,٤٥
۰۳۱۷,	,4,474	, • ۱۳۲	۲,۲۵	,4041	,7910	۰,۳۰۸۵	۰۰,۰۰
, ۱۷۸۳	,4494	, • ١ • ٧	۲,۳۰	,4274	۸۸۰۷,	, 4414	٠,٥٥
, . YoY	,44.7	, • • 4 £	7,40	,4444	,٧٢٥٧	, 4754	٠,٦٠
, • * * *	,4414	, • • • • •	۲, ٤٠	,474,	,٧٤٢٢	, ۲۵۷۸	۰,٦٥
,•144	,4474	,٠٠٧١	۲, ٤٥	,4177	۰۸۵۷,	, 757.	٠,٧٠
۰۱۷۰,	,9974	, •• • • •	٧, ٥٠	, 1.11	,٧٧٣٤	77777	۰,۷۵
,•101	,9787	, 0 £	۲,00	, ۲۸۹۷	,۷۸۸۱	, ۲۱۱۹	٠,٨٠
, 1 . 47	,990٣	, •• ٤٧	٧,٦٠	, 474.	۸۰۲۳	, 1977	٠,٨٥
, • ٧ ١ ٩	,447+	, •• £ •	۲, ٦٥	1777,	,۸۱۵٩	, ۱۸٤١	٠,٩٠
, • ١ • ٤		, ۲0	۲,۷۰	, 4011	,۸٧٨٩	,۷۷۱۱	1,40
, • • ٧٩		, ۰۰۲٦	۲,۸۰	٠٢٤٣,	,4217	, ۱۵۸۷	١,٠٠
, • • • •	,4441	, •• ١٩	٧,٩٠	, 7799	۸۵۳۱,	, 1879	۱٬۰۵
7 11		, • • ١٣٥	۴,۰۰	, ۲۱۷۹	,9727	, ۱۳۵۷	١,١٠
, • • ۴٣		, • • • • • •	۳,۱۰	, ٢٠٥٩	,4784	, ۱۲۵۱	1,10
, • • ٢٤	,444٣١	, 79	۳, ۲۰	,1987	,٨٨٤٩	,1101	۱٫۷۰
, • • ١٢		, • • • • • •	٣, ٤٠	, ۱۸۲٦	, , 49 £ £	,1107	1,70
, • • • • •		, 17	۳, ٦٠	, ۱۷٤١	۹۰۳۲,	, • ٩٦٨	1,4.
, • • • • •	,9999٣	, • • • • •	<b>۳,۸۰</b>	,17.8	,4110	,:٨٨٥	1,40
, • • • • •	,9997,7	, • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	27	,1147	,9197	, • ۸ • ۸	١,٤٠
, \ 0	,999977	, • • • • • • • •	٤,0٠	, 774 £	,4770	, •٧٣٥	١,٤٥
17	,499999	,	۰,۰۰	, ۱۲۹0	,4777	۸۶۶۰,	۱٫۵۰
	111111111		٦,٠٠	, 18	,474 £	, , , , , ,	۱,۵۵
			l	,11.4	,4107	, ۰۵٤۸	1,70
			İ	,1.74	,40.0	, • 190	۱٫٦٥
	L		L	-1981	,900£	, • £ £ 7	1,71

كيفية استخراج النسبة أ والنسبة ب من جدول ارتفاعات المنحني الاعتدالي :

 ١ ـ يوضع في الاعتبار أن قيمة النسبتين بجمعهما معاً تساويان واحد صحيح.

٣ - نحدد النسبة الكبرى ونبحث عن الارتفاع المقابل لها من خلال العمود المسمى: المساحة الكبرى، فلو كانت هذه النسبة الكبرى تساوي ٥٠٠, ١ (ما دامت النسبة الصغرى ٥٠٠, ١ فإن النسبة الثانية أو الكبرى لا بد أن تكون كما في ١ مساوية لـ : ٥٥٠, أي أن نجمع النسبين ٥٠٠, ١ و٠٠, نجد أنهما يساويان واحد صحيح) فإننل ننظر في عمود المساحة الصغرى ونبحث عن المساحة المساوية تماماً لهذه النسبة ثم نتبع في عمود الارتفاع (ص) القيمة المقابلة لهذه المساحة فنجد أنها تساوي ٨٦٣, ١٠ أي الارتفاع ص = ٨٦٣, ١٠٠.

٤ - باستمرار يكون الارتفاع ص المقابل للنسبة الصغرى هو نفسه المقابل للنسبة الكبرى ولـذلك يكتفي بالحصول على الارتفاع ص من الخطوة رقم ٢ فقط.

# حساب دلالة معامل الارتباط

لا يعتد بقيمة معامل الارتبـاط سواء أكان كبيراً أو صِغيراً إلا إذا كأن دالاً، وتشير الدلالة إلى وجود علاقة حقيقية وجوهرية بين المتغيرين الـذي حسب الارتباط بينهما. ويتم حساب دلالة معامل الارتباط على النحو الآتي:

١ ـ تتم معوفة عدد أفراد العينة المراد حساب العلاقة أو الارتباط بين
 متغيرين قيسا فيها، ويرمز لعدد أفراد العينة بالرمز ن.

٢ ـ يتم حساب درجة الحرية وهي تساوى ن ـ ٢.

٣ ـ ننظر في جدول دلالة معاملات الارتباط الإحصائية أمام درجة الحرية وتحت النسبتين ٥٠,٠١، وفإذا كان معامل الارتباط أقبل من القيمة الموجودة تحت كل من هاتين النسبتين على حدة كان غير دالاً، أما إذا كان مساوياً أو أكبر من القيمة الموجودة تحت النسبة ١٠,٠ فلنا أنه دال عند ٢٠,٠، وإذا كان مساوياً أو أكبر من القيمة الموجودة تحت النسبة ٥٠,٠ قلنا أنه دال عند ٥٠.٠٠

٤ \_ يقصد بأن معامل الارتباط دال عند ١٠,٠١ أن نسبة الثقة في معامل الارتباط المستخرج في البحث تساوي ٩٩٪ ونسبة الشك فيه ١٨ ـ ويقصد بأن معامل الارتباط دال عند ١٠٠٠ أن نسبة الثقة فيه ٩٥٪ ونسبة الشك ٥٪.

٥ \_ وفيما يلى جدول دلالة معاملات الارتباط:

جداول دلالة معامل الارتباط

اندلالة	الدا	درجة الحرية	IFKE	الدا	درجة الحرية	ועצוג	11	درجة الحرية
مند ۱۰۰۰	منده.,٠	ن-۲	مند ۱۰۰۰	عنده، و	ن - ۲	عند ۱۰٫۰۱	منده.,٠	ن - ۲
1.1.1	٠,٤٨٢	6	۰۲۷۰	٠,٦٣٢	>	1,	., 997	-
٠,٥٩٠	٨٢٤,٠	1	۰,۷۳٥	۲۰۲،	م	.,44.	.,40.	4
٠٫٥٧٥	٠, ٤٥٦	₹	, ^. >	٠,٥٧٦	<del>-</del> -	٠,٩٥٩	٠,٨٧٨	4
.,071	333,	5	٠,٦٨٤	.,007	=	٠,٩١٧	٠,٨١١	
٠,٥٤٩	٠, ٤٣٢	ھَ	٠,٠١١	٠,٥٣٢	17	3,4,	304.	
٠,٥٣٧	٠,٤٢٢	₹	137,	310,	í	٤٣٠,٠	٠,٧٠٧	
٠,٥٢٦	٠,٤١٢	3	٠,٦٢٢	٧٩٤٠.	ĩ	٠,٧٩١	٠,٦٦٦	. <

וניגונ	الدا	درجة الحرية	الدلالة	الدا	درجة الحرية	اندلالة	الد	درجة الحرية
عند ۱۰۰۰	عنده.,٠	ن - ۲	عند ۱۰۰،	مبته ه ۰ ' .	ن - ۲	مند ۱۰۰،	عنده.,٠	ن-۲
٠,١٢٨	٠,٠٩٨		٠,٣٧٢	٠, ۲۸۸	63	٠,٥١٥	3.3,.	77
.,110	·,	:	., ٣0٤	٠, ۲۷۴	•	., 0.0	., ۲41	4
., . ^ 1	٠,٠٦٢	·::	۰,۳۲٥	٠, ٢٥٠	ب	. 63,	٠,٢٨٨	7.
			٠,٣٠٢	٠, ٢٣٣	<b>:</b>	٠, ٤٨٧	٠,٣٨١	۲,
			٠, ۲۸۲	٠, ٢١٧	?	٠, ٤٧٨	٠,٣٧٤	3
			٠, ۲٦٧	٠, ٢٠٥	۰	٠, ٤٧٠	٠,٣٦٧	7
			٠, ٢٥٤	٠,١٩٥	<u>:</u>	71.3	., ۳71	*
			٠, ۲۲۸	٠,١٧٤	170	7.03,	٠,٢٥٥	3
			٠, ٢٠٨	٠,١٥٩	10.	133,	٠,٣٤٩	•
			., ۱۸۱	٠, ١٣٨	۲:	٠,٤١٨	٠, ۲٥	70
			٠,١٤٨	٠,١١٢	40.	., ۲47	3.7.	•

#### مثال:

لو أجرى باحث دراسته على عينة مكونة من ثلاثين طالباً من المدارس الثانوية وطبق عليهم في هذه الدراسة اختباراً للذاكرة فكان معامل الارتباط بين درجات هؤلاء التلاميذ على اختبار المذاكرة وأعمارهم ٣٧٢, ٠٠ فإن حساب دلالة هذا المعامل يتم كما يلمي:

١ ـ درجة الحرية في هذا المثال هي ق - ٢ = ٣٠ - ٢ = ٢٨.

٢ ـ وبالكشف عن دلالة هذا المعامل عند درجة الحرية ٢٨ وتحت
 مستوى ٢٠,٠٥ نجد أن قيمته أعلى من القيمة الموجودة تحت ٢٠٠٥ وأقل من القيمة الموجودة تحت ٢٠٠٥ وأقل من القيمة الموجودة تحت ٢٠٠٥ و

٣ ـ إذاً معامل الارتباط ٣٧٢, • دال عند • • , • فقط وليس دالاً عند
 • , • أى أن الارتباط حقيقى بنسبة ثقة • ٩ ٪ ونسبة شك • ٨ ٪

# تعليق على معاملات الارتباط كم

في معاملات ارتباط التوافق وفاي الثنائي ذكرنا أنها تستخدم في حالة المتغيرات التي تنقسم فيما بينها انقساماً كيفياً. ولا يعني هذا أنها لا تستخدم في حالة المتغيرات التي تنقسم إلى فئات كمية بل ممكن استخدامها في تلك الحالة الأخيرة أيضاً.

تحويل جدول الانتشار المزدوج إلى جدول يستخدم في حساب التوافق وفاي والثنائي:

من السهل القيام بتحويل جدول الانتشار المزدوج إلى جداول يصلح من خلالها حساب معامل ارتباط التوافق ومعامل ارتباط فاي ومعامل الارتباط الثنائي وذلك بهـدف التأكد بأكثر من طريقة من قيمة معامل الارتبـاط المستخرج (\*). ويمكن ذلك بطبيعة الحال إذ كانت الفئات التي تنقسم إليها المتغيرات كمية.

#### مثال:

أجرى باحث دراسة بهدف معرفة العلاقة بين حجم أسرة العامل (س) وبين كمية إنتاجه في العمل (ص) وكانت العلاقة بين س، ص كما هي في جدول الانتشار الآتي:

4	- ٤٠	- 40	-۴۰	- Y	- 40	س ص
٩	۲	٤	صفر	١	۲	-1
71	٦	٨	٣	۲	٥	-4
. 14	٩	٣	۴	۲	٧	-0
٣٣	١.	٩	٧	٦	١	-٧
۸٥	**	71	۱۳	11	1.	÷

والجدول السابق من الممكن حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار من خلال. أما إذا أردنا حساب معامل التوافق منه فإن ذلك يتطلب تحويل هذا الجدول إلى جدول موحد الفتات في س، ص وذلك لأننا كما نعرف في معامل التوافق يجب أن تكون عدد الفتات في المتغير ص، والجدول السابق عدد نات س أربعة وعدد فنات ص خمسة ، والمطلوب إذا بالنسبة

<sup>(\*)</sup> لا تكون بالضرورة قيمة معامل الارتباط متطابقة عند الحصول عليها بأكثر من طريقة .

لمعامل التوافق جعل عدد فئات ص أربعة بدلاً من خمسة ويتم ذلك بدمج الفئة الأخيرة ٤٠ ـ في الفئة التي قبلها ٣٥ ـ . وتتم هذه الخطوة بإضافة التكرارات الموابلة لها تحت الفئة ٥٠ ـ في التكرارات المقابلة لها تحت الفئة ٥٠ ـ في الصف الأول وتحت الفئة ٤٠ ـ يضاف للتكرار المقابل له ٤ في نفس الصف الأول والموجود تحت الفئة ٣٥ ـ ليصير التكرار المجديد للفئة ٣٥ ـ مساوياً ٦ في الصف الأول. وتتم نفس الخطوة السابقة في الصف الثاني والصف الثالث والصف الرابع .

ويكون بذلك الجدول الجديد بعد إضافة الفئة ٤ ـ إلى الفئة ٣٥ ـ كما يلى :

4	٣٥ فمافوق	-٣٠	- 70	٧٠	ص ص
٩	٦	صفر	١	۲	-١
7 £	١٤	٣	۲	٥	-٣
۱۹	١٢	٣	۲	۲	-0
44	19	٧	٦	١	- Y
۸٥	٥١	۱۳	11	١.	<b>-</b> ¢

وهكذا نجد أن الجدول السابق أصبح المتغير ص له نفس عدد الفئات التي للمتغير س ويمكن بذلك حساب معامل التوافق منه .

وبالنسبة لمعامل فاي يتم دمج تكرارات كل فتتين في المتغير س معاً ويكون ذلك بدمج تكرارات الفئة ١ ـ ، ويتم دمـج تكرارات الفئة ٧ - مع تكرارات الفئة ٥ - . كذلك الأمر بالنسبة للمتغير ص يتم دمج تكرارات الفئتين الأولتين معاً ودمج تكرارات الفئات الثلاث الأخيرة مع بعضهم ويكون ذلك بدمج تكرارات الفئة ٢٥ - مع تكرارات الفئة ٢٠ -ودمج تكرارات الفئتين ٣٥ - ، ٤٠ - في الفئة ٣٠ - ويكون شكل الجدول كما يلى :

4	۳۰ فما فوق	- ۲۰	س ص
٣٣	74	1.	- 1
70	٤١	11	ه فما فوق
۸٥	٦٤	۲۱	بج

وفي حالة معامل الارتباط الناني فإن المتغير ص يظل باقياً كما هو ويتم دمج تكرارات المتغير س كل فئتين في فئة واحدة ، وذلك بضم تكرارات الفئة ٣- في الفئة ١ - وتكرارات الفئة ٧ - في الفئة ٥ وبذلك يكون شكل الجدول كما يلي :

بج	- £ ·	-40	-40	- 40	- 4.	س کس
٣٣	٨	۱۲	٣	۴	<b>Y</b>	-1
٥٢	19	17	1.	٨	٣	-0
۸٥	**	7 £	14	11	1.	4

تمارين محلولة على معاملات الارتباط السابقة ٢ ـ أحسب العلاقة بين المتغيرين س، ص في الجدول الآتي:

*	أرمل	مطلق	متز وج	أعزب	ص ص
۲٠	۲	٤	٣	٧	أعزب
۲.	٤	٨	٣	٥	متز وج
۲٠	٦	٤	٧	۴	مطلق
۲٠	٤	٤	٧	٥	أرمل
۸۰	٧٠	٧٠	٧٠	۲٠	÷

٢ \_ أحسب العلاقة بين س، ص في الجدول الآتي:

بد	أغبياء	أذكياء	50/5
79	١٦	74	ناجحون
۲٧.	•	44	فاشلون
٧٦	۲۱.	00	4

## ٣ \_ أحسب العلاقة بين س، ص في الجدول الآتي:

[	÷	- £ ·	-4.	- 40	-1.	<u>س</u> ص
Ľ	۲٠	÷	٥	٣	۲	ناجح
	۳٠	۲	٧	٨	٩	راسب
ſ	٠.	17	۱۲	11	11	4

#### الحل:

١ ـ حلى التمرين الأول (معامل التوافق):

$$\frac{(\gamma)}{\gamma \cdot \chi \cdot \gamma} + \frac{(\beta)^{\gamma}}{\gamma \cdot \chi \cdot \gamma}$$
 جـ الصف الأول =

$$\frac{'(4)}{\gamma \cdot \chi \cdot \chi}$$
 +  $\frac{'(\lambda)}{\gamma \cdot \chi \cdot \chi}$  +  $\frac{'(\gamma)}{\gamma \cdot \chi \cdot \chi}$  +  $\frac{'(\delta)}{\gamma \cdot \chi \cdot \chi}$  +  $\frac{'(\delta)}{\gamma \cdot \chi$ 

$$\frac{{}^{\tau}({}^{\tau})}{{}^{\tau}\cdot{}^{\times}{}^{\tau}\cdot{}^{+}} + \frac{{}^{\tau}({}^{\varepsilon})}{{}^{\tau}\cdot{}^{\times}{}^{\tau}\cdot{}^{+}} + \frac{{}^{\tau}({}^{\vee})}{{}^{\tau}\cdot{}^{\times}{}^{\tau}\cdot{}^{+}} + \frac{{}^{\tau}({}^{\tau})}{{}^{\tau}\cdot{}^{\times}{}^{\tau}\cdot{}^{+}} + \frac{{}^{\tau}({}^{\tau})}{{}^{\tau}\cdot{}^{\tau}\cdot{}^{+}} + \frac{{}^{\tau}({}^{\tau})}{{}^{\tau}\cdot{}^{\tau}\cdot{}^{\tau}\cdot{}^{+}} + \frac{{}^{\tau}({}^{\tau})}{{}^{\tau}\cdot{}^{\tau}\cdot{}^{\tau}\cdot{}^{\tau}\cdot{}^{+}} + \frac{{}^{\tau}({}^{\tau})}{{}^{\tau}\cdot{}^{\tau}$$

• , 
$$\forall A = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}$$

$$\frac{{}^{\mathsf{T}}(\xi)}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{{}^{\mathsf{T}}(\xi)}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{{}^{\mathsf{T}}(\mathsf{Y})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{{}^{\mathsf{T}}(\mathsf{S})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} = \frac{\mathsf{T}}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{T}}{\mathsf{Y}  + \frac{\mathsf{T}}{$$

• , 
$$YY = \frac{1 \cdot 7}{1 \cdot 1} = \frac{1 \cdot 7 + 17 + 14 + 70}{1 \cdot 1} = \frac{1}{1}$$

عجد الصفوف = ۲۸, ۱۰ + ۲۰, ۲۰ + ۲۰, ۲۰ + ۲۰, ۱ = ۱, ۱۲ = 
$$\frac{1}{1}$$
,  $\frac{1}{1}$  معامل النوافق (ق) =  $\frac{1}{1}$  =  $\frac{$ 

## ٢ ـ حل التمرين (معامل فاي):

4	أغبياء		أذكياء		ي کو
4	7.	17	i	77	ناجحون
۳۷ و	د	0	4	۳۲	فاشلون
٧٦	ح	۲۱	ز	٥٥	4

$$\frac{917-110}{171710} = \frac{77 \times 17 - 97}{1717171} = \frac{110}{1717171}$$

$$, ۳۱ = \frac{797}{179.99} = - ۳۱,$$

argund 1
 orgund 
$$+$$

 5
  $-$ 

 $\gamma \wedge \gamma = 1 \cdot \times \frac{1}{r} + \gamma \circ = \gamma \gamma, \circ = 1 \cdot \times \frac{\gamma r}{r} + \gamma \circ = \gamma$ 

# ع (الانحراف المعياري) للمجموعة الكلية:

$$3 = \sqrt{\frac{\lambda L}{\lambda L}} - \frac{(\lambda L)}{4} = 0$$

نسبة أ، ب = ۱,۰٦×۱۰ = ۱,۱۳۱۰,۲۱ ـ ۱۰,۳٤١٠ = ۲۰

· , £ · = Y: = [

نسبة ب = ٣٠ = ٠,٦٠

ص المقابلـة لنسبـة ص أو نسبـة س في جدول ارتفاعـات المنحنـى الاعتدالي هي = ٣٨٦٧. • ٣٩ . •

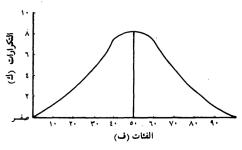
س ث = <u>۲۸,۳۳-۳۲,۵۰</u> × ۲۸,۳۳-۳۱ =

## المنحنى الاعتدالي

«تعديل التوزيع التجريبي لأقرب توزيع اعتدالي»

إذا أجرى باحث اختباراً نفسياً أو استبياناً اجتماعياً على مجموعة من الاشخاص ثم صنف درجات هذا الاحتبار أو الاستبيان الاجتماعي في جدول تكراري فإن منحني توزيع هذه الدرجات يكون اعتدالياً إذا لم تكن هناك أخطاء متعلقة بحجم العينة ومدى تمثيلها للمجتمع أو متعلقة بظروف الاحتيار أو الاستبيان من ناحية مناسبته لعمر ومستوى تعليم أفراد العينة من ناحية ولئياته وصدقه من ناحية أخرى، أو متعلقة بظروف الباحث والمبحوث المزاجية عند تطبيق الاختبار، أو متعلقة بالصفة أو السمة المقاسة. وفي هذه الحالة يكون شكل منحني التوزيع مشابهاً لشكل الجرس كما يلى:

«منحنى التوزيع الاعتدالي».



## ومن خصائص المنحني الاعتدالي:

١ \_ أن نصِفاه ينطبقان انطباقاً تاماً على بعضهما البعض.

٢ ـ أن قيمة المتوسط الخسابي والوسيط والمتوال واحده .

٣ ـ أن التكرارات تكون في الأطراف صغيرة القيمة وكبيرة في الوسط.

لكنه نظراً لصعوبة تفادي الأخطاء السابقة في البحوث التجريبة الميدانية والمتعلقة بالعينة والمقياس وظروف الاختبار فإنه من الطبيعي أن نجد أن التوزيع الخاص بدرجات البحوث العملية (التجريبية والميدانية) ينحرف قليلاً أو كثيراً عن التوزيع الاعتدالي. لذلك فإن الباحث يحتاج في كثير من الأحيان إلى تعديل التوزيع حتى ينطبق على التوزيع الاعتدالي التوزيع على اعتبار أن سبب انحراف التوزيع الاعتدالي التجريبي عن التوزيع الاعتدالي النموذجي راجع إلى أن البحث أجري في الظروف والاعطاء السابقة. والباحث يفترض في هذه الحالة أن السمة التي يقيسها موزعة توزيعاً اعتدالياً في المجتمع الاصلي. وخطوات تعديل التوزيع التوزيع اتوزيع اعتدالي هي:

١ - أحسب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لقيم الجدول التكراري.

٢ ـ أوجد مراكز الفئات س.

٣ ـ إطرح المتوسط الحسابي من كل مركز من نمراكز الفئات (س - م) .

إقسم باقي الطرح على الانحراف المعياري لتحصل على الدرجة المعيارية لمراكز الفتات (س - م)
 المعيارية لمراكز الفتات (س - م)

 و\_إرجع إلى جدول ارتفاعات المنحنى الاعتدالي لاستخراج الارتفاع (ص) المقابل لكل درجة معيارية من الدرجات المستخرجة في الخطوة السابقة (ص).

٦ ـ أضرب الارتفاعات الناتجة من الخطوة السابقة في معامل ثابت

يساوي <u>ف ن</u> حيث أن :

ف = مدى الفئة.

ن = مجموع التكرارات.

ع = الانحراف المعياري.

وبضرب الارتفاعات في المعامل الثابت أو المقدار الثابت ينتج التكرار المعمدل المطلوب الذي تنطبق عليه شروط التوزيع الاعتدالي النموذجي (ك).

مثال:

$$a = 0 + \frac{\phi \dot{\phi}}{\dot{\phi}} \times Y = 0$$

$$YV, \xi \cdot = \frac{7}{7,19} = \frac{7 \cdot x}{7,19} = 13, V$$
المقدار الثابت

ونلاحظ في المثال السابق أن التكرار الاعتدالي المعدل (أن) قريب في قيمته (٣٠,١٤) من التكرار التجريبي (ك).

#### تمرين

حول التوزيع التجريبي الآتي لأقرب توزيع اعتدالي.

4	ف
٧	- A
1.	- 17
10	- ۲٦
77	- Y·
۳ ٤ <b>٩</b>	- 71

#### الحل:

$$1 \vee , 4 \vee = , \cdot \wedge = 1 \wedge = 1 \times \frac{1}{24} = 1 \wedge = 1$$

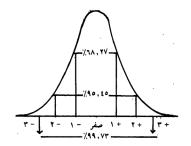
$$3 = 3 \sqrt{\frac{1}{2}} = \frac{1}{2} \sqrt$$

#### مساحات المنحني الاعتدالي

وفيما يلي المساحات المحصورة في المنحنى الاعتدالي ونسبة حالات التوزيم :

٢ ـ المتوسط الحسابي + اثنين انحراف معياري ومن نسبة حالات التوزيع المتاحة والمتوسط الحسابي - اثنين انحراف معياري الكلية الحراف معياري ومن نسبة حالات التوزيع ومن نسبة حالات التوزيع وتنصط الحسابي - ثلاثة انحراف معياري ومن نسبة حالات التوزيع .

رسم مساحات ونسبة الحالات في المنحنى الاعتدالي .



## ثانياً

## الدلالة الإحصائية

#### Measurement of Statistical Significant

## أولاً ـ الخطأ المعياري للعينة

اتضح في الأجزاء السابقة أن عدم اقتراب التوزيع كما تبين في الرسوم البيانية من التوزيع الاعتدالي من أهم أسبابه أن العينة لا تقتسرب في خصائصها وحجمها من عينة المجتمع الأصلي. ومن ناحية ثانية أننا لو قمنا بعمل وتحليل متنابع للعينة، Sample Sequential analysis بمقارنتها بالمجتمع الأصلي سنجد مدى التطابق بين العينة والأصل. أي أنه إذا اقتربت المعينة من العينة من العينة المتوسط في المجتمع الأصلي كانت العينة متطابقة مع هذا المجتمع الأصلي. لكن هذا الأمر صعب جداً لأن إمكانية عمل مسح كامل للمجتمع الأصلي تفوق قدرات الأجهزة المسؤولة لوجود المناطق النائية من الواحات والبوادي والصحراء. وللبغلب على ذلك يفترح الإحصائيون سحب عدة عينات متساوية في الحجم من المجتمع الأصلي ويتم حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لهذه العينات وحساب الفروق بينها باستخدام المقاييس الخاصة بذلك (والتي سيتم عرضها في الجزء الحالي من الكتاب) فإذا لم توجد فروق بينها فإن ذلك يشير عرضها في الجزء الحالي من الكتاب) فإذا لم توجد فروق بينها فإن ذلك يشير عرضها في الجزء الحالي من الكتاب) فإذا لم توجد فروق بينها فإن ذلك يشير عرضها في الجزء الحالي من الكتاب) فإذا لم توجد فروق بينها فإن ذلك يشير الها انتها تنتمي لمجتمع أصلي واحد ويمكن اعتبار تلك العينات عينة واحدة.

#### الخطأ المعياري:

يشير الغطا المعياري لأحد المعاملات الإحصائية كالمتوسط أو الوسيط إلى القيمة التي يتراوح حولها حدوث المعامل لو تكررت الدراسة المستخرج منها هذا المعامل مرة ثانية . وعلى هذا الأساس يمكن حساب الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي والخطأ المعياري للانحراف والخطأ المعياري للوسيط .

#### ١ \_ الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي :

يحسب الخطأ المعياري للمتوسط الحسابس بقسمة الانحسراف المعياري للعينة على الجذر التربيعي لعدد أفراد العينة كما يلي:

# الخطأ المعياري للمتوسط = الانحراف المعياري للعينة

فإذا كان عدد العينة ٥٠٠، ومتوسطها ٥٠، والانحراف المعياري للرجات الأفراد فيها ٢٠ كان الخطأ المعياري للمتوسط كالآتي:

الخطأ المعياري للمتوسط = 
$$\frac{Y}{\gamma Y, \gamma \gamma} = \frac{Y}{\gamma Y, \gamma \gamma} = 3 \Lambda \Lambda$$
 ، •

وبذلك فإن قيمة هذا المترسط تتراوح في حالـة إعـادة اللـراسـة بين قيمتين تستخرجان في ضوء الخطأ الذي يوافق عليه الباحث في دراسته .

فإذا كانت نسبة الخطأ التي يرتضيها الباحث في دراسته هي ٠٠٠٠ فالقيمة المقابلة لها تكون ١,٩٩٦، أما إذا كانت نسبة الخطأ التي يزتضيها الباحث ١٠٠١، فإن القيمة المقابلة لها تكون ٢٠٥٨.

وعلى هذا الأساس فإن المتوسط الحسابي الحقيقي للمجتمع الأصلي تنحصر قيمته كالآتي: ۱ ـ في حالة نسبة خطأ ۰۰٫۰ تتراوح قيمته بين ۵۰ ـ ۱٫۹۳، ۵۰ + ۱٫۹۳ أى بين ۸٫۸۱، ۴۸،۰۹۰.

۲ في حالة نسبة خطأ ۰,۰۱ تتراوح قيمته بين ۵۰ ـ ۲,۵۸ ، ۵۰ +
 ۲,۵۸ أى بين ۲,۷۲ ، ۲,۵۸ .

#### ٢ ـ الخطأ المعياري للانحراف المعياري:

ويتم حسابه بقسمة الانحراف المعياري على الجذر التربيعي لضعف عدد العينة كما يلي :

الخطأ المعياري للانحراف المعياري = 
$$\frac{3}{\sqrt{\gamma \times i}}$$
 وهو في المثال السابق =  $\frac{\gamma}{\sqrt{\gamma \times i}}$  =  $\frac{\gamma}{\sqrt{\gamma \times i}}$ 

•, ٦٣٢ =

ویکون الانحراف المعیاري الحقیقي في حالة قبول نسبة خطأ ه٠, یتراوح بین ۲۰ - ۱,۹۳ × ۲۳۲, ۰ (۲۰ – ۲۳ ، ۱ = ۱۸٫۷۷) وبین ۲۰ + ۱۹۲ × ۲۳۲, ۰ (۲۰ + ۲۰ , ۱ = ۲۲ , ۲۱) اي بین ۱۸٫۷۷ وبین ۲۱,۲۳.

كما يكون الانحراف المعياري في حالة قبول نسبة خطأ ٠٠،١ يتراوح بين ٢٠ - ٢٠,٥٨ × ٦٣٢.٠ (٢٠ – ٦٦,٦٣ = ١٨,٣٧) وبين ٢٠ + ٨٥،٨ × ٢٠٠,٠٣٢ (٢٠ + ٢٠,٦٣ ) أي بين ١٨,٣٧ وبين ٢١,٦٣.

٣ ـ الخطأ المعياري للوسيط:

مثال: بلغ الوسيط لدى عينة من التلاميذ عددهم ١٠٠ في أحد اختبارات التحصيل ٥٠ والانحراف المعياري ١٠ فيكون الخطأ المعياري

#### حدود الوسيط:

۱ ـ الوسيط + الخطأ المعياري = ١٩ ، ١ × ١ ، ٢٥٣ × ٠ + ٠٠ = ٢٠ , ٢ + ٢ ، ٢٥٥ = ٢٠ . ٢٠ هـ ٥٠ . ١ م = ٢٠ ، ١ م = ٢٠ ، ١ م = ٢٠ . ١ م = ٢٠ ، ١ م =

٢ - الرسيط - الخطأ المعياري = ٢,٤٥٠ × ١,٢٥٣ × ٥٠ - ٥٠ - ٢,٤٥٥ - ٢
 ٥ = ٥٥٥ , ٤٥ وذلك بنسبة ثقة ٩٥، ٠ وبنسبة شك ٠٠٠ أما عند نسبة ثقة ٩٤، ونسبة شك ٠٠٠ أما عند نسبة ثقة ٩٤، ونسبة شك ٠٠٠ أما عند نسبة ثقة ٩٤، ونسبة شك ٠٠٠ أما عند نسبة ثقة ١٠٠ ونسبة شك ١٠٠ ونكون كالآتي :

+ ۳, ۲۳ = ۵۰ + ۱, ۲۵۳ × ۲, ۵۸ = الخطأ المعياري = ۸ , ۲۳ = ۵۰ + ۲, ۲۳ = ۵۰ , ۲۳ = ۵۰ , ۲۳ = ۵۰

۲ \_ الوسيط - الخطأ المعياري = ۲, ۲۸ × ۱, ۲۵۳ × ۲ - ۳, ۲۳ - ۳ - ۳, ۲۳ - ۳

أي أن الموسيط عند نسبة تأكد ٩٥,٥٠ تتراوح قيمته بين ٧٠,٥٥، ٤٧,٥٤

وعند نسبة تأكد ٩٩,٠٧ نتراوح قيمته بين ٣٣,٢٣، ٤٦,٧٧

#### ٤ ـ الخطأ المعياري للنسبة المئوية :

ويتم الحصول عليه بحساب الجذر التربيعي للنسبة × باقمي النسبة مطروحاً من الواحد صحيح مفسوماً على ماثة كالآتي :

وعندما تكون النتائج على شكل نسب مئوية يكون القانون:

الخطأ المعياري للنسبة المئوية = ١٠٠٠ النسبة المئوية × الباقي من ماثة عدد العينة

مثال: أجاب ٧٥, ، من الطلاب بالموافقة على إجراء الانتخابات الطلابية تحت إشراف لجنة محايدة وكان عدد عينة الطلاب الذين طبق عليهم البحث ٥٠٠ خمسمائة طالب، فما المدى الذي تتغير فيه هذه النسبة إذا أعبد إجراء البحث.

باقي النسبة يكون = ١ - ٧٥,٠٠ = ٢٠,٠٠، باقي النسبة المشوبة = ١٠٠٪ - ٧٥٪ = ٢٠٪

حل المثال في حالة النسبة:

$$\cdot, \cdot \Upsilon = \frac{\overline{\cdot, \Upsilon \circ \times \cdot, \Upsilon \circ}}{\circ \cdot \cdot}$$
 الخطأ المعياري للنسبة

۱ ـ عند مستوی ۰٫۰۰ تقـع النسبة بین ۰٫۷۰ + ۱٬۹۹ × ۲٬۰۲ = ۷٫۰۸ وبین ۰٫۷۵ – ۱٫۹۲ × ۲۰٫۷ = ۰٫۷۷

۲ ـ عند مستوى ۰,۰۱ قع النسبة بين ۷۰ + ۸۰ ،۲ × ۲ ،۰۱ = ۰۸،۰

وبين ۵۷, ۰ - ۸م, ۷ × ۲, ۵۸ - ۰, ۷۰ وبين

حل المثال في حالة النسبة المثوية:

ويمكن تكرار ٢٠١١ في حالة النسبة المثوية وتنتج نفس النتائج لكن في صورة نسبة مئوية ففي حالة ٢٠,٠٥ تقع النسبة المثوية بين ٧٣٪ – ٧٨٪، وفي حالة ٢٠,٠١ تقع النسبة المئوية بين ٧٠٪ – ٨٠٪

٥ \_ الخطأ المعياري لمعامل الارتباط

ويتم حسابه عن طريق المعادلة الآتية: ١ - را الخطأ المعياري لمعامل الارتباط= ٨٠٠٪. ـ . .

مثال: تم حساب معامل الارتباط بين القدرة اللفظية وبين القدرة المكانية وكانت قيمة هذا المعامل ٣٠ في عينة من ١٠١ مائة تلميذ.

الخطأ المعياري لمعامل الارتباط = 
$$\sqrt{(\cdot, \cdot, \cdot)^{-1}}$$

$$\frac{\cdot, 91}{9,92} = \frac{\cdot, 99 - 1}{99} =$$

٠, •٩ =

۱ ـ عنده ۰ . . • قيمة معامل الارتباط تقع بين ۳ . • + ۱ ، ۹ ۲ × ۹ · . • = ۷ ؛ . • و بين ۳ . • - ۹ ، ۱ ، ۹ × ۹ ، . • = ۱ ، • (بين ۲ ، ۲ ، ۷ ؛ ، ) .

## ثانياً: مقاييس الدلالة الإحصائية Measurement of Statistical Signifiance

يقوم الباحث في البحوث النفسية والاجتماعية بإجراء بحثه على عينة محدودة العدد طبقاً لإمكانياته، لأنه لا يستطيع عادة أن يطبق البحث على المجتمع الأصلي بأكمله ، لكن عندما يستخرج نتيجته فإنه يكون في حالة شك من أن هذه النتيجة التي استخرجها هل راجعة إلى مجرد الصدفة أم راجعة إلى ظاهرة حقيقية في المجتمع الأصلي. ويقتضي هذا تكرار البحث عدة مرات واختيار عينات مختلفة من المجتمع الأصلى للتأكد من أن النتائج التي حصل عليها لا تختلف ولا تتغير في اتجاه مضاد باختلاف العينات التي يجري عليها البخث. وتكرار التجربة يحتاج إلى قدر كبير من الوقت والجهـد والنفقات كما سبق الإشارة في خطأ العينة . وتوفر مقاييس الدلالة الإحصائية على الباحث هذا التكرار فهي تبين إلى أي حد يستطيع أن يتأكد من ثبات نتاثجه وإلى أي حد يستطيع إرجاعها إلى عامل الصدفة وحده. وسنتناول هنا مقياسين كثيرى الاستخدام في البحوث هما: مقياس كا أو Quai Square ومقياس «ت» أو T. test ، وهـذان المقياسان من المقاييس البارامترية Parametre وسنتناول النوع الأخرمن المقاييس وهي المقاييس اللابارامترية Non-parametric عند تناول موضوع الإحصاء المتقدم (\*). كما سنعرض كذلك هنا لدلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية، ولدلالة الفرق بين معاملات الارتباط، وللدلالة الإحصائية في المنهج القبلي ـ بعدى.

<sup>(</sup>ه) د. سيد محمد خبري ، الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية النهضة العربية ...
197

مقدمة: نفرض أن لدينا صندوقاً من المكعبات كل مكعب فيه ملون بلون مده الألوان: أبيض - أزرق - أحمر - أسود، وكان عدد المكعبات الملونة في كل لون متساوياً. فإذا أردنا التأكد من تساوي العدد في هذه الألوان الأربعة فإن الطريقة المباشرة هي القيام بعد جميع الألوان مهما كان الصندوق يتضمن بضعة آلاف من المكعبات. ولكننا نستطيع أن نوفر هذا الوقت والجهد فناخذ عينة عشوائية وليكن عددها ٢٠ عشرون مكعباً فإذا كان المكتوب صحيحاً فإننا نتوقع أن عدد المكعبات في الألوان المختلفة سيكون ه خمسة. ولنفترض أننا حصلنا من العينة على أعداد تختلف عن ذلك بالنسبة للألوان الأربعة فإنه بتطبيق مقياس كالايتم معرفة هل الاختلاف بين عدد الألوان في العينة وما كنا نتوقع لها اختلافاً جوهرياً أم اختلافاً يرجع إلى الصدفة في اختيار العينة. ولإجراء ذلك نقدم المثال الآتي:

مثال: تم سحب عشرين مكعباً من أحد الصناديق فوجد أن سبعة ٧ منها أبيض اللون، وثلاثة ٣ أزرق اللون، وسبعة ٧ أسود. فهل الاختلاف دالاً في عدد الألوان أم راجع للصدفة؟ وللتحقق من ذلك يتم ما يلى:

١ ـ حساب التكرار النظري بقسمة مجموع المكعبات على عدد الألوان
 ٢٠ + ٤ = ٥

٢ \_ أوجد الفرق بين التكرار النظري والتكرار التجريبي حيث بمشل ذلك
 الأخير كما في المثال ٧ (أبيض)، ٣ (أحمر) (أزرق)، ٧ (أسود).

٣ ـ أوجد مربعات هذه الفروق للتخلص من الإشارات.

<sup>(\*)</sup> الرمز اللاتيني هو X².

 ٣ ـ أقسم هذه المربعات على التكرارات النظرية فيكون مجموع خارج القسمة هو قيمة كا!.

إ-أحسب درجات الحرية بطرح واحد من عدد الفئات (عدد الألوان)
 في المثال التالي، درجات الحرية = ٤ - ١ = ٣.

#### مثال:

ك ٢)	_ 식)				
실	'(실 - 실)	<u> </u>	يبي) كَ	ك (تجر	ف
٠,٨	٤	<b>Y</b> +	٥	٧	أبيض
٠,٨	٤	٧ -	٥	٣	أحمر
٠,٨	٤	٧ -	. 0	٣	أزرق
٠,٨	٤	۲ +	٥	<u> </u>	أسود
۳, ۲	کا			ب- ۲۰	

r = 1 - 2 = 1 - 1 درجات الحرية (د. ح.) = عدد الفئات - ۱ = ۲ - ۱

#### أ-حساب دلالة قيمة كا":

نبحث في جدول دلالة كا عند درجة الحرية ٣ وتحت مستوى المبر من ١٠٠،٠١ أذا كانت قيمة كا مساوية أو أكبر من القيمة العوجودة تحت ١٠٠٠ كان الفرق دالاً عند ١٠٠٠ وإذا كانت قيمة كا مساوية أو أكبر من القيمة الموجودة تحت ١٠٠٠ كان الفرق بين التكرار النظري والتجربي دالاً عند ١٠٠٠ وإذا كانت قيمة كا مساوية أو أكبر من القيمة الموجودة تحت ٢٠٠١ كان الفرق بين التكرار التجربي والتكرار النظري دالاً عند ١٠٠٠ وفيما يلي جدول قيم كا عند مستوى والتكرار النظري دالاً عند ١٠٠٠ وفيما يلي جدول قيم كا عند مستوى

جدول قيم كا عند مستويات الدلالة ٥٠,٠٠١ ، ٠,٠١٠ .

٠,٠٠١	٠,٠١	۰,٠٥	دع	٠,٠٠١	٠,٠٠١	٠,٠٥	د. ح.
44, 40	۳۲, ۰۰	41,4.	17	۱۰,۸۳	٦,٦٤	٣,٨٤	١
27,79	27, 21	44,04	۱٧	۱۳,۸۲	9,41	٥,٩٩	۲
27,71	٣٤,٨٠	۲۸,۷۸	۱۸	17,77	11,72	٧,٨٢	٣
17,17	٣٦, ١٩	4.,18	19	14, 27	۱۳, ۲۸	9, 29	٤
10,44	<b>٣</b> ٧, <b>٥</b> ٧	41, 11	٧٠	70,07	10, 19	11,.4	٥
٤٦,٨٠	۳۸,۹۳	44,77	۲۱	27, 27	17,81	17,09	٦
٤٨, ٢٧	٤٠, ٢٩	44,44	**	72,77	۱۸, ٤٨	12,.4	٧
٤٩,٧٣	11,71	40,17	77	77,77	40,04	10,01	٨
01,14	£7,9A	47, 27	71	۲۷,۸۸	۲۱,٦٧	17,97	٩
07,77	\$\$,41	47,70	40	19,09	14, 11	14,41	١٠
02,00	10,71	۴۸,۸۸	41	11,77	78,77	19,78	11
00, 11	27,97	٤٠,١١	**	47,41	77,77	۲۱,۰۳	14
٥٦,٨٩	٤٨, ٢٨	٤١,٣٤	7.4	72,07	17,79	77,77	14
۵۸,۳۰	19,09	27,07	44	47,17	19,12	24,14	١٤
٥٩,٧٠	٥٠,٨٩	**,**	٣٠	۳۷, ۲۰	۳۰,۵۸	۲٥,٠٠	١٥

## والمقصود بمستويات الدلالة الثلاث في الجدول:

- ١ ـ دال عند ٥٠,٠ أي أن مستوى الثقة ٩٥٪ والشك ٥٪.
- ٢ ـ دال عند ٢ . . . أي أن مستوى الثقة ٩٩٪ والشك ١٪ .
- ٣\_دال عند ٠٠،٠١ أي مستوى الثقة ٩٩,٩٩٪ والشك ٢,٠٪.

وبالنظر للمثال السابق نجد أن قيمة كا والتي تساوي ٣,٢ ليس لهـا دلالة إحصائية لأنها أقل من قيم كا الموجودة في الجدول عند درجة الحرية ثلاثة وتحت المستويات ۰۰٬۰۰۱ ،۰۰۱ وإذا كانت دالة عند ۰۰٫۰۱ وإذا كانت دالة عند دار ۲۰٫۰۱ وإذا كانت دالة عند ۲۰٫۰۱ تكون قيمتها بين ۲۰٫۱۱ فما فوق.

# ب - استخدام كا في حساب مدى قرب أو بعد التوزيع التجريبي عن التوزيع الاعتدالي :

عرفنا عندما تكلمنا عن تعديل التوزيع التجريبي لأقرب توزيع اعتدالي الخطوات الخاصة بذلك حتى نصل للتوزيع النظري المتوقع والذي رمزنا له بالرمز لأ. والسؤال هو هل ينطبق التسوزيع التجريبي على التسوزيع الاعتدالي؟. ونحتاج إلى اختبار كالا لحساب مدى قرب أو بعد التوزيع التجريبي عن التوزيع الاعتدالي كما في المثال الآتي:

Ð	ص .	ره م	:س – م	س	ك ح	كح	ځ	1	Ĺ.
1,0 V,Y. 17 V,Y.	·,·o	۲ - ۱ - : صفر ۱ + : ۲ +	- ٤ - ۲ - صفر + ۲ + ٤	1 " " " " " " " " " " " " " " " " " " "	۱۲: ۲ صفر ۲	٦ - ٣ - صفر + + + ۲ +	۲ - ۱ - صفر + ۱ + ۲	4 17 17 7	صفر۔ ۲ - ۶ - ۲ -
۲۹, ٤					۲۳,	صفر		۳٠	

وبعد الحصول على التكرار النظري لـ يتم استخدام كا لاختيار مدى انطباق التوزيم:

ك ـ ك					
Ŧ	·된_ 의	<u> </u>	ī	4	ٺ
١,٠٠	7,70	١,0+	١,٥	٣	صفر
١,٢٠	١, ٤٤	1,4-	٧,٢	٦	<b>- Y</b>
صفر	صفر	صفر	١٢	17	- £
١,٢٠	1, £ £	١,٢-	٧,٢	٦	- 7
١,٥٠	7,70	١,٥+	١,٥	۴	- ۸

قيمة كا ٢ = ٣٠٤٠

#### جـ ـ حساب دلالة كان:

ولحساب دلالة كا في حالة مدى انطباق التوزيع على التوزيع الاعتدالي يتم حساب درجة الحرية وهي في هذه الحالة تساوي عدد الفئات ٣٠ لأننا نكون مقيدين بثلاثة قيود هي المتوسط والانحراف المعياري والمقدار الثابت.

وبالنظر لجدول قيم كا عند درجة الحرية اثنين وتحت مستوى المراء ، ١٠٠، وتحد أن القيمة المستخرجة من المثال السابق أقل من الموجودة في الجدول عند المستويات الثلاث ٥٠،٠١، ١٠،٠٠، ومعنى ذلك أن التوزيم التجريبي لا يختلف عن التوزيم الاعتدالي.

## تعديل يينس Yates للتكرارات الصغيرة عند حساب كا

يتم تعديل الفرق بين التكرار النظري والتجريبي (ك ـ ك) بطرح قيمة

مقدارها ه , ، من كل فرق وذلك إذا احتوت إحدى التكرارات التجريبية على قيمة أقار من خمسة مثال:

.ą – ą					
শ্	٠ <u>٤</u> -٤ (	(ك _ كَالمعدل	í 4	র	1
٠,٥٦	7,70	١,٥-	۲ -	٤	۲
٠,٠٦	7,70	, • +	۳ +	٤	٧
٠,٠٦	٠, ٢٥	٠,٥-	١ -	٤	٣
١,٦٨ =	کا۲				

والملاحظ على التكرارات التجريبية أن بها تكرارين أقبل من خمسة ولذلك قمنا بعمل التعديل الذي اقترحه ييتس Yates Correction \* فتم طرح قيمة مقدارها نصف من كل فرق بين التكرار النظري والتكرار التجريبي، ويتم بعد تربيم (ك ـ ك المعدل) و إجراء باقى الخطوات المعتادة.

## د- حساب قيمة كا من الجدول المزدوج:

يمكن حساب قيمة كا من الجدول المزدوج ومعرفة دلالتها وفيما يلي مثالاً لذلك:

أجرى باحث دراسة على مجموعتين من الذكور والإناث بهدف معرفة هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين تكرارات المجموعتين والتكرارات المتوقعة بالنسبة لإجابتهم على أحد مقاييس الرأي العام. وكانت تكرارات كل مجموعة على أحد أسئلة المقياس كما يلى:

<sup>(\*)</sup> هناك تصحیح افترحه فيشر Fisher وذلك بطرح قيمة مقدارها واحد من كل فرق بين ك ـ ك ويسى هدا التصحيح باسم: تصحيح فيشر ييس Fisher Yates Correction

المجموع	إناث		ر.	ذكو	الإجابة البحش
۰۰	٦.	۲٠	î	٣٠	موافق
۲٠.	د	٨	ح	١٢	معارض
٨	g	٦	4	۲	محايد
٧٨	۴	٤	tt		المجموع

وتتلخص الخطوات الخاصة بحساب كاللفيما يلى:

 ١ ـ الحصول على التكرار النظري لكل تكرار تجريبي وذلك بضرب مجموع عمود التكرار الأول في مجموع تكرار الصف كالأتى:

$$YA = YA, Y1 = \frac{o \cdot x \cdot t \cdot t}{vA} = Y \cdot t$$
 المقابل للتكرار التجريبي

$$YY = Y1, V4 = \frac{\circ \times \psi_1}{VA} = Y \circ \psi_1$$
 كُ بِ المقابل للتكرار التجريبي ٢٠ =  $\psi_1$ 

$$11 = 11, 7\Lambda = \frac{Y \cdot \times \xi\xi}{\Lambda V} = 17$$
 المقابل للتكرار التجريبي

$$\mathbf{A} = \Lambda, \forall \mathbf{1} = \frac{\mathbf{Y} \cdot \mathbf{Y} \cdot \mathbf{Y}}{\mathbf{Y} \cdot \mathbf{A}} = \Lambda$$
 گ د المقابل للتکرار التجریبی

$$\hat{U} = \frac{13 \times 1}{V} = \frac{13 \times 1}{V} = 0$$

$$\mathfrak{t} = \mathfrak{m}, \mathfrak{tq} = \frac{\mathsf{n} \times \mathsf{mt}}{\mathsf{vA}} = \mathfrak{tq}$$
 =  $\mathfrak{tq}$ 

٢ \_ يتم حساب كا٢ بالطريقة العادية على النحو الآتي:

'(ビービ)					
Ĭ	'(1-1)'	ك _ كَالمعدل"	র – ব	ন	শ
٠,٠٧	٧, ٢٥	1,0+	<b>Y</b> +	**	۱ ۳۰
٠,١٠	7,70	1,0 -	۲ -	**	ب ۲۰
٠,٠٢	• , ۲0	٠,٥+	۱+	11	11-
٠,٠٢	٠, ٢٥	٠,٥-	1 -	4	د ۸
1,70	7,70	۲,0 -	۳-	٥	۸_۸
•,7•	۲,۲۵	١,٥+	<b>Y</b> +	٤	و ۲
Y, •7 =	کات				

٣ ـ ويتم حساب درجات الحرية في هذا المثال كما يلي:

د. ح = عدد الأعمدة ( $^{(**)}$  \_ 1 × عدد الصفوف  $^{(**)}$  \_ 1

د. ح = ۲ - ۱×۳ - ۱

د. ح = ۱ × ۲ = ۲

٤ ـ يتم البحث عن قيمة كا في الجدول عند درجة الحرية ٢ تحت مستوى ٥٠,٠٥ ، ١٠,٠١٠ فنجد أن القيمة المستخرجة من المثال السابق أقل من تلك القيم .

هـ ـ حساب معامل التوافق من كان:

يمكن حساب معامل التوافق من قيمة كا ابالمعادلة الآتية:

 <sup>(\*)</sup> وذلك لوجود أحد التكرارات ألتجريبية (ك) يقل مقداره عن خمسة وهو التكرار الاخير وقيمته
 اثنين .

<sup>(</sup>هـ،) عدد الأعملة اثنين أي ذكور وإناث، وعدد الصفوف ثلاثة أي موافق؛ معارض ومحايد.

**(Y)** 

## اختبار «ت» T. Test

يستخدم اختبار «ت» للمقارنة بين متوسطين تجريبيين. وهدفه التأكد من أن الفرق بين المتوسطين الناتجين من عينتين فرق ثابت أي له دلالة، أم أنه فرق ناتج عن الصدفة وظروف اختيار العينة بمعنى أنه إذا تكرر البحث عدة مرات فإن هذا الفرق لن يظهر مرة ثانية.

ولاختبار (ت؛ قانونين أحدهما في حالة تساوي عدد أفراد العينة في المجموعتين والثانية في حالة عدم تساوي العدد في المجموعتين .

أ ـ قانون اختبار رت، في حالة تساوي العدد في المجموعتين.

$$\frac{\gamma' - \gamma'}{\gamma' - \gamma'} = \sqrt{\frac{3\gamma' + 3\gamma'}{3\gamma'}}$$

م' = المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى.

م' = المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية .

ع ١ = الانحراف المعياري للمجموعة الأولى.

ع = الانحراف المعياري للمجموعة الثانية.

ن = عدد أفراد العينة في أي (واحد) من المجموعتين.

ب ـ قانون احتبار (ت) في حالة احتلاف العدد في المجموعتين

$$\frac{1}{\sqrt{1 + \frac{1}{10}}} \times \frac{\sqrt{1 + \frac{1}{10}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{10}}} \times \frac{\sqrt{1 + \frac{1}{10}}}{\sqrt{1 + \frac{1}{10}}} = 0$$

#### حيث أن :

- م ١ = المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى.
- م ٢ = المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية.
  - ن ١ = عدد أفراد المجموعة الأولى.
  - ن ٢ = عدد أفراد المجموعة الثانية.
- ع ١ = الانحراف المعياري للمجموعة الأولى.
- ع ٢ = الانحراف المعياري للمجموعة الثانية.

## جـ مستوى الدلالة الإحصائية (ألفاً):

Statistical level of يرمــز لمستــوى الدلالــة الإحصــائية significance بالحرف الإغريقي:  $\alpha$  ألفــا. وقيم الدلالــة الإحصــائية تكون في الغالب في معظم البحوث عند المستويات الآتية:

.,.0

٠,٠١

....

وفي العادة يختار الباحث مستوى دلالة الفرق الذي يقبله بين المجموعتين في دراسته منذ البداية ليرفض الفرض أو يقبله إذا كانت القيمة المستخرجة أقل من تلك الموجودة عند ذلك المستوى الذى قبله.

#### أمثلة

١ ـحساب اختبار وت، في حالة تساوي العدد في المجموعتين أولاً: من القيم الخام

طبق باحث اختبـاراً للطلاقـة اللفـظية على مجمـوعتين من الـذكور

والإناث عدد كل منهما ستة ، فكانت درجات كل مجموعة على هذا الاختبار كما يلي :

	وعة ب	المجم		المجموعة أ			
ځ'	حُ (س - م)	القيم (س)	ق	ح َ	حُ (س <b>-</b> م)	القيم (س)	ق
٩	٣-	٣	١	صفر	صفر	٥	١
۳٦	٦+	14.	۲	70	0+	١٠	۲
۸١.	4+	١٥	٣	٩	۳+	٨	٣
ŧ	٧_	٤	٤	١	١-	٤	٤
۲0	ا ـ ه	١	ٔ ه	٩	٣-	۲	۰
۲۰'	٥_	١	٦	17	٤-	١	٦
۱۸۰		44		٦.		۳٠	

$$\gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r - r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r}{r} = r \qquad \qquad \gamma = \frac{r}{r} = r \qquad \gamma = \frac{r}{r} = r \qquad \qquad \gamma$$

فهل هناك فرق له دلالة إحصائية بين متوسط المجموعتين؟. وبجساب قيمة «ت» كما يلي:

$$\frac{1}{\frac{T'+1}{\sigma}} \bigvee = \frac{\frac{\sigma-1}{(\sigma, \{\Lambda\} + '(T', 11))}}{\frac{1}{1-1}} \bigvee = \omega$$

$$\frac{1}{\Lambda, \dots, 2} = \frac{1}{\sigma} $

#### حساب دلالة قيمة «ت»:

يتم الكشف عن دلالة قيمة اختبار وت، من الجدول الخاص بذلك ويتم الحصول أولاً على درجة الحرية وهي تساوي في مثالنا السابق ٢-١= ٥. وبعد ذلك ننظر في الجدول عند درجة الحرية ٥ تحت مستوى ٥٠٠٥، الدرب ١٠٠، فإذا كانت قيمة اختبار وت، التي في الجدول عند أي من النسب الثلاث أكبر من القيمة المستخرجة في المثال كان الفرق غير دال بين المجموعتين أما إذا كانت قيمة اختبار وت، التي في الجدول عند أي من النسب الثلاث (٥٠،١٠،١، ١٠) أقل من القيمة المستخرجة في المثال كان الفرق دالاً عند النسبة التي تكون قيمتها أقبل من القيمة المستخرجة ألى المستخرجة من المثال.

جدول دلالة «ت»

	٠,٠١	۰,۰۵	د.ح.	٠,٠٠١	٠,٠١	۰,۰۵	دخ
4,411	۲,۸۷۸	۲,۱۰۱	۱۸	789,719	٦٣, ٦٥٧	17,7.7	١
٣,٨٨٣	17,471	7, .94	19	4.,041	4,440	٤,٣٥٢	۲
4,000	7,820	۲,٠٨٦	٧٠	77,911	0,81	7,187	٣
4,819	۲,۸۳۰	۲,٠٨٠	41	۸,۳۱۰	2,7.2	۲,۷۷٦	٤
4,741	4,414	٧,٠٧٤	77	7,804	٤,٠٣٢	7,071	۰
۲,۷٦۷	7,4.7	7, .79	77"	0,209	۳,۷۷۰	7,117	٦
<b>5</b> ,720	7,747	7, .72	71	0, 2 . 0	4, 199	7,470	٧
4,740	7,747	۲,٠٦٠	40	0, . 21	4,400	7,4.7	٨
۳,۷۰۷	7,774	7,007	77	٤,٧٨٠	4, 40.	7,777	4
4,79.	۲,۷۷۱	7,007	**	٤,٥٨٧	٣, ١٦٩	7,774	١.
۳, ۱۷٤	۲,۷٦٣	٧,٠٤٨	44	٤,١٣٧	4,1.7	7,7.1	11
4,709	7, ٧0٦	7, . 20	74	٤,٣١٨	٣,٠٥٥	4,144	١٢
4,787	7,701	۲, ۰۳۲	۳.	1,771	۳,۰۱۲	. 4,170	۱۳
۲,00۱	۲,۷۰٤	۲,۰۲	٤٠	٤,١٤٠	7,477	Y, 120	١٤
٣,٤٦	۲,٦٦٠	Υ,	٦٠	٤,٠٧٣	4,414	7,171	١٥
۳,۳۷۳	7,717	1,44.	14.	٤,٠١٥	7,471	7,17.	17
۳, ۲۹۱	7,077	1,47.	فسافوق	4,470	۲,۸۹۸	۲,۱۱۰	1٧

وبالنظر للجدول السابق نجد أن قيمة (ت) المستخرجة في المشال السابق وهي ٣٥,٠٠ أو ١٠،٠١ أو ٢٠٠١، أمام درجة الحرية ٥.

ثانياً: من الجدول التكراري

وتتبع الخطوات الآتية في حساب قيمة ت من الجداول الشكرارية حيث يتم حساب م، ع أولاً:

·							i		
لحٌ	٦؍	ر ک	1	ف	ك حٌ	كح	ح	실	ť
٥	0 -	١-	٥	- ٣	٥	٥ -	١-	٥	- £
-	-	صفر	١٠	- 0	-	-	صفر	٨	-
٥	۰+	۱+	٥	- v	٧	۷+	۱+	٧	- 14
1.	صفر		۲٠		۱۲	۲ +	۲.	۲٠	

ع = ٤ ٩٩٥ , = , ٧٧ × ٤ = , ٥٩٩ ٤ = ع

وبعدحساب قيمة م، ع لكل من المجموعتين أ، ب يتم استخراج قيمة

$$= \frac{\xi, \xi}{\sqrt{\gamma}} = \frac{\xi, \xi}{\sqrt{\lambda_0} \cdot \sqrt{\gamma}} = \frac{\xi, \xi}{\sqrt{11, \gamma}} = \frac{\xi, \xi}{\sqrt{\gamma}} $

الدلالة: بالنظر في جدول قيم ت السابق عند درجة حرية (٢٠ ـ ١) ١٩ وتحت مستوى ٥٠,٠١ ، ١،٠١٠ نجد أن قيمة ت المستخرجة في هذا المثال لها دلالة عند ٢٠٠١، وذلك لأن قيمة ت المستخرجة من المثال السابق أكبر من القيمة الموجودة عند مستوى ٢٠،٠٠١.

# ٢ ـ حساب اختبار وت، في حالة اختلاف العدد في المجموعتين

## أولاً: من القيم الخام

أجريت دراسة على مجموعتين من الذكور والإناث طبق عليهم فيها. اختباراً سوسيومترياً (العلاقة الاجتماعية) فكانت درجات كل مجموعة من المجموعتين والتي بلغ عدد الذكور فيها سنة وعدد الإناث خمسة كما يلي:

	ئاث	الإ		الذكور			
حٌ'	حَ	القيم	ق	حُ	٦	القيم	ق
١	۱+	١٥	١	صفر	صفر	0	١
70	۰+	19	۲	70	<b>o</b> +	١٠	۲
٤	۲+	17	٣	٩	۳+	٨	٣
17	٤ -	١٠	٤	١	١-	٤	٤
17	٤-	١٠	۰	٩	۳-	۲	٥
				17	٤ -	١	٦
٦٢	صفر	٧٠		٦.	صفر	۳٠	

$$1\xi = \frac{V}{0} = 1$$

$$1\xi = \frac{V}{0} = 1$$

$$1\xi = \frac{V}{1} = 1$$

و بعد حساب م، ع لمجموعة الذكور ولمجموعة الإناث يتم استخراج قيمة (ت):

$$\frac{1}{1+\frac{1}{0}} \times \frac{(\Upsilon, \circ \Upsilon) \times o + (\Upsilon, 17) \times 7}{(\Upsilon, \circ \Upsilon) \times o + (\Upsilon, 17) \times 7} = \Box$$

$$\frac{1}{1+\frac{1}{0}} \times \frac{(\Upsilon, \circ \Upsilon) \times o + (\Upsilon, 17) \times 7}{(\Upsilon, \circ \Upsilon) \times (\Upsilon, \circ \circ )} = \Box$$

$$\frac{1}{1+\frac{1}{0}} \times \frac{1}{1+\frac{1}{0}} \times \frac{1}{1+\frac{1}{0}$$

$$\xi$$
,  $\Upsilon = \frac{q}{\Upsilon, \Upsilon \xi} = \frac{q}{\sigma, \cdot | \Upsilon \sigma} = \overline{\sigma}$ 

الدلالة : بالنظر في جدول قيم ت السابق عند درجة حرية (٥ + ٦ - ٢) ٩ نجد أن قيمة ت لها دلالة إحصائية عند مستوى ٢٠٠١ وذلك لأن قيمة ت المستخرجة من المثال السابق أكبر من القيمة الموجودة عند مستوى ٢٠٠١.

## ثانياً: من الجدول التكراري

وتتبع الخطوات الآتية في حساب قيمة ت من الجداول الشكرارية حيث يتم استخراج م، ع أولاً :

المجموعة ٢				المجموعة ١					
ك ح ً	كحَ	ح	1	ن	ك ح ً٢	كح	ح	- 5	ن
٥	0 -	١ -	٥	- ٣	70	- ه	١ -	٥	- 1
صفر	صفر	صفر	١٥	- 0	صفر	صفر	صفر	٨	- A
٥	٠+	۱+	۰۰	- v	٤٩	<b>Y</b> +	۱ +	٧	- 17
١.	صفر		70		٧٤	۲ +		۲٠	
				$1 \cdot , \xi = \xi \times \frac{Y}{Y} + 1 \cdot = 1 $ $7 \cdot , AA = \frac{Y}{Y} \cdot \frac{Y}{Y} $					

1,  $Y = Y \times Y  

 $\forall$ ,  $\forall$  $\lambda$  = 1,  $\forall$  $\lambda$  ×  $\xi$  = 1  $\varphi$ 

وبعد حساب م، ع للمجموعة ١، وللمجموعة ٢ يتم استخراج قيمة

$$\frac{1-1\cdot,\xi}{\frac{1}{\gamma_o}+\frac{1}{\gamma_{\cdot}}\cdot\frac{\tau(1,\gamma_1)\ \gamma_o+\tau(\gamma,\gamma_A)\times\gamma_{\cdot}}{\gamma-\gamma_o+\gamma_{\cdot}}}\sqrt{=}$$

$$, * \underbrace{\xi + , * \circ \times \frac{(1, \circ 9) \ Y \circ + \circ \lambda, 9 \lambda \times Y^*}{Y Y + Y^*}}_{} = \underbrace{}$$

$$, \cdot q \times \frac{\frac{1}{1}, \frac{1}{1}}{\frac{1}{1}} \sqrt{\frac{1}{1}} \sqrt{\frac{1}{1}} = \sqrt{\frac{1}{1}} \sqrt{\frac{1}}} \sqrt{\frac{1}{1}} \sqrt{\frac{1}{1}} \sqrt{\frac{1}{1}} \sqrt{\frac{1}}} \sqrt{\frac{1}{1}} \sqrt{\frac{1}{1}} \sqrt{\frac{1}}} \sqrt{\frac{1}}} \sqrt{\frac{1}} \sqrt{\frac{1}}} \sqrt{\frac{1}}} \sqrt{\frac{1}}} \sqrt{\frac{1}}} \sqrt{\frac{1}} \sqrt{\frac{1}}} \sqrt{\frac{1}}$$

$$\overline{z} = \sqrt{\frac{3,3}{7,00}} = \frac{3,3}{7,00}$$

ت = ۲.۷٥

الدلالة: وبالكشف عن قيمة ت أمام درجة الحرية (۲۰ + ۲۰ - ۲ = ٤٣) عند مستوى ١٠٠٥، ١٠٠٥، نجد أن قيمة ت المستخرجة من المثال السابق نجد أن لها دلالة عند مستوى ٢٠،١ لأن قيمة ت في المثال أكبر من الموجودة في الجدول عند مستوى ٢٠،١١.

تمارین ۱ ـ احسب هل هناك فرق له دلالة إحصائية بين المجموعتين أ، ب والذي يمثل درجاتهما الجدول التكراري الآتي :

عة ب	المجمود	المجموعة أ		
শ	ٺ		<b>ن</b>	
٣	- 1 •	٧	- 0	
صفر	- Y•	٨	- 1•	
10	- <b>*</b> •	17	- 10	
10	- £ ·	۱۳	- Y•	
17	- 0.	١.	- 40	
11	- 7 •	• 9	- 4.	
٥	- <b>v</b> •	• 1	- 40	
٠.		٦.		

٢ ـ عدل توزيع المجموعة أ لأقرب توزيع اعتدالي .

 ٣ ـ احسب مدى قرب أو بعد (انطباق) توزيع المجموعة ب من التوزيع الاعتدالي.

إجرى باحث دراسة على عينة من الأطفال الذكور والأطفال
 الإناث طبق عليهم فيها اختبار التوافق الشخصي فكانت درجاتهم على
 الاختبار:

الأطفال الذكور: ٥-٩-١٢-١٩-٨-٧-٦

الأطفال الإناث: ٩-٥-٣-١٨-٦-١١

احسب هل هناك فرق له دلالته الإحصائية بين المجموعتين.

#### ٣ ـ درجة الحرية

تعني درجة الحرية عدد الدرجات أو عدد التكرارات التي يمكن أن تتغير حول قيمة ثابتة أو مقياس معين للمجتمع الأصلي. فإذا جمعنا مجموعة من الدرجات عدد ٢٠ عشرون درجة وهده الدرجات العشرون لها متوسط معروف ١٠ عشرة مشارً ، ومن المعلوم من خلال حساب الانحراف عن المتوسط أن مجموع انحراف القيم عنه يساوي صفراً (أنظر الانحراف عن المتوسط في مقاييس التشتت) فإنه يترتب على ذلك أن تكون أية تسعة عشرة درجة من هذه الدرجات العشرين حرة في تغير قيمتها بينما تكون الدرجة العشرين مقيدة بقيمة معينة تضاف للقيم التسعة عشر حتى يصبح المتوسط ١٠ عشرة ولذلك تكون درجات الحرية التي تتشتت حول متوسط ذلك التوزيم مساوية ن - ١

٤ \_ الدلالة والفرض (واحد الذنب ـ ثنائي الذنب)

إذا كانت صياغة الفرض تعتمد على أن مجموعة من المجموعتين أعلى أو.

أقل من الأخرى في الصفة المقاسة فإن تحديد اتجاه الفرق يشير إلى اختبار واحد الطرف أو واحد الذنب One-tailed test ، أما إذا كانت الصياغة قائمة على الطرف أو واحد الذنب تختلطان دون تحديد لأي اتجاه لهذا الاختلاف كنا بصدد اختبار ثنائي الذنب أو الطرف Two-tailed test وكلمة طرف تشير إلى طرف المنخني.

والأساسي في تحديد واحد الذنب هو أننا نشير لطرف واحد من أطراف التوزيع (العالي ـ المنخفض) والمتمشل في القيمة المحتملة التي تم الحصول عليها كقيمة واحدة الذنب One-tailed P Value .

أما الأساس في تحديد ثنائي الذنب (أو الطرف) هو أننا نشير لطرفي التوزيع كأن يقول الباحث في دراسته ما هي الدرجة المحتمل الحصول عليها وتنحرف عن المتوسط؟. أو أن هناك فرقاً دالاً في متوسط درجات اللكور والإناث في القدرة اللفظية. والباحث هنا يكون أمام متوسطين وانحرافين معياريين أي يكون في تعبيره عن الدرجة، المحتملة واضعاً في الحسبان كلا طرفى التوزيع Two-tailed test.

## (٣) حساب الدلالة الإحصائية في المنهج القبلي ـ بعدي

يستخدم الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات المرتبطة لحساب الدلالة الإحصائية لدرجات مجموعة واحدة من الأفراد علم مقياس للاتجاهات قبل مشاهدتها لفيلم يهدف لتغيير اتجاه هذه المجموعة وبعد مشاهدتها للفيلم , ومعادلة الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات المرتبطة

#### أى أن :

- م ١ = المتوسط قبل مشاهدة الفيلم.
- م ٢ = المتوسط بعد مشاهدة الفيلم .
- ع م ١ = مربع الخطأ المعياري لمتوسط الدرجـات قبـل مشاهــدة لفيلم .
- ع م ٢ = مربع الخطأ المعياري لمتوسط الدرجـات بعـد مشاهـدة الفيلم.
  - ر = معامل الارتباط بين درجات الأفراد قبل و بعد مشاهدة الفيلم.
    - ع م ١ = الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات قبل المشاهدة .
    - ع م ٢ = الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات بعد المشاهدة .

مثال: أراد باحث أن يعرف مدى تأثير مشاهدة خمسة من الطلبة المجامعيين لفيلم عن العمل في الصحراء في تغيير انجاهاتهم نحو العمل في تلك الجهة. فقام الباحث أولاً بقياس انجاهاتهم نحو العمل في تلك المناطق النائية ثم عرض عليهم فيلماً عن التعمير اللي حدث في هذه المناطق وتبع ذلك قياس انجاهاتهم مرة ثانية نحو العمل في تلك الأماكن. وفيما يلي درجاتهم على مقياس الاتجاه قبل وبعد مشاهدة الفيلم:

الدرجات قبل: ۲ ٪ ۵ ، ۲ ۳

الدرجات بعد: ٣ ه ٢ ٦ ٤

#### حل المثال:

٢ \_ المتوسط بعد المشاهدة = ٣ + ٥ ٢ + ٢ + ٤ = ٢٠ ÷ ٥ = ٤

$$\frac{V}{o}$$
 = الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات قبل المشاهدة  $=$   $\frac{V}{V, VV}$  =  $V, VV$  =

٥ ـ معامل الارتباط بين الدرجات قبل و بعد المشاهدة .

ف,	ٺ	رتبة بعد	رتبة قبل	بعد	قبل	ق
صفر	صفر	٤	٤	٣	۲	١
صفر	صفر	۲	۲	٥	٤	۲
صفر	صفر	١	١	٦	۰	٣
صفر	صفر	۰	٥	۲	١	٤
صفر	صفر	٣	٣	٤	٣	٥
مجـف = صفر						

$$c = 1 - \frac{r \times obc}{o(or-1)} = 1$$

$$\frac{4-\xi}{1, \sqrt{4} \times 1, 7\xi \times 1 \times 7 - 7(1, \sqrt{4}) + 7(1, 7\xi)} = 1$$

$$= \frac{1}{\sqrt{1 + (1 + 1)(1 + 1)}} =$$

Y. YV =

ويصبح الفرق بين اتجاهات الطلاب دالاً عند مستوى ٠٠, إذا بلغت النتيجة ٢,٥٨ و دالاً عند مستوى ٠٠,١ إذا بلغت النتيجة ٢,٥٨ فما فوق.

وفي المثال السابق يعتبر الفرق بين اتجاهات الطلاب قبل مشاهدة الفيلم وبعد مشاهدة الفيلم دالاً إحصائياً أي أن مشاهدة الفيلم عملت على تغيير اتجاهات الطلاب إلى النواحي الإيجابية الخاصة بقبول فكرة العمل في الصحراء.

#### (4) دلالة الفرق بين معاملات الارتباط

#### أولاً: في حالة المجموعات المستقلة:

إذا أراد الباحث مقارنة مصفوفة معاملات الارتباط لمجموعة من المتغيرات كالقدرة اللفظية والقدرة العددية والمترادفات لذى عينة من الذكور بمصفوفة معاملات الارتباط لنفس المتغيرات لذى عينة من الإناث فإنه يلجأ في ذلك لمعادلة دلالة الفرق بين معاملات الارتباط الآتية:

معادلة دلالة الفرق بين معاملات الارتباط= 
$$\sqrt{\frac{i_1 - i_2}{i_1 - i_2}}$$

حيث أن:

ز ١ = المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط في المجموعة الأولى (١)

ز ٢ = المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط في المجموعة الثانية (٢)

ن ١ = العدد في المجموعة الأولى.

ن ٢ = العدد في المجموعة الثانية .

#### الخطوات:

 ١ - يتم حساب معامل الارتباط بين درجات الاختبارين (س، ص) في المجموعة الأولى، وكذلك في المجموعة الثانية.

٢ - إستخرج المقابل اللوغاريتمي لمعامل ارتباط المجموعة الأولى ولمعامل ارتباط المجموعة الثانية (أنظر الارتباط المتعدد حيث يوجد الجدول الخاص بالمقابل اللوغاريتمي).

٣ - إحسب الفرق بين المقابلين اللوغار يتميين (بسط المعادلة).

3 - إحسب الخطأ المعياري للعينتين (مقام المعادلة) كالآتي:

$$\frac{1}{1 + \frac{1}{1 + \frac$$

و - اقسم الفرق بين المقابلين اللوغار يتميين (في الخطوة رقم ٣) على
 الخطأ المعيارى لتحصل على القيمة النهائية .

٦ - إذا كانت القيمة الناتجة:

أ ـ تقع بين ١,٩٦ - ٨٥,٢ كان الفرق دالاً عند ٠,٠٥

ب ـ تقع بين ٢,٥٨ فما فوق كأن الفرق دالاً عند ٢,٠١

حــ أقل من ١,٩٦ كان الفرق غير دال أي يتم قبول الفرق الصفري. مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة من أطفال الريف ومجموعة من أطفال المدينة طبق فيها على كل مجموعة اختبارين أحدهما يقيس السرعة الحركية والثاني يقيس السرعة الإدراكية وقام بحساب معامل الارتباط بين الاختبارين في كل مجموعة على حدة، علماً بأن العدد في المجموعة الأولى هو وفي المجموعة الثانية ٧٠. والمطلوب حساب دلالة الفرق بين معاملي الارتباط في المجموعتين إذا كان الارتباط في مجموعة الريف ٧٠,٠، وفي مجموعة الحضر ٥٠.٠.

#### خطوات الحل:

١ ـ المقابل اللوغاريتيم (\*) لمعامل الارتباط ١٠,٠ الخاص بأطفال
 ال يف من الجداول الخاصة بذلك هو ٨٨, ١(\*\*).

٢ ـ والمقابل اللوغاريتيم (\*) لمعامل الارتباط ٥٠, ١ الخاص بأطفال
 الحضر من الجداول الخاصة بذلك هو ٥٥, ١ (\*\*).

(\*) يمكن حساب المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط كالآتي:

العقابل اللوغاريتيم (Log) لععامل الارتباط ورمزه (ز ۱) =  $\frac{1}{Y}$ لو  $\frac{1+\frac{1}{V}}{1-\frac{1}{V}}$  العقابل اللوغاريتيم (Log) لعامل الارتباط ورمزه (ز ۱) =  $\frac{1}{Y}$ لو  $\frac{1+\frac{V}{V}}{1-\frac{V}{V}}$  =  $\frac{1}{Y}$ لو  $\frac{1+\frac{V}{V}}{1-\frac{V}{V}}$ 

(دلوء هنا توجد في الآلات الحاسبة تحت رمز Ln)

 $= \frac{1}{V} \times V, V = V, V, V =  

(ولو، هنا توجد في الآلات الحاسبة تحت رمز Ln أيضاً)

٠,٦٠ = ١,٢٠ ×==

(هه) نتيجة للتقريب تلاحظ فر وق بسيطة بين المقابل اللوضاريتيم من الجدول وبين المقابل
 المستخرج من المعادلة باستخدام الآلة الحاسبة بالنسبة ل: ولوء والتي تقابلها La من
 الآلات الحاسبة الرياضية

٣ ـ الفرق بين المقابلين اللوغار يثميين = ٨٠,١٠ - ٥٠,٠ = ٣٢,٠

$$\frac{1}{\Upsilon-V} + \frac{1}{\Upsilon-\sigma} = \frac{1}{1V} + \frac{1}{1V}$$

$$= \frac{1}{1V} + \frac{1}{1V} = \frac{1}{$$

٠,١٨٤ =

۱,۷۳ =  $\frac{1,77}{1,14}$  = القيمة الناتجة =  $\frac{1}{1,14}$ 

وبما أن هذه القيمة أقل من القيمة الواقفة عند مستوى ٠٠,٠٥، وعند مستوى ٠٠،١.إذا الفرق غير دال إحصائياً بين معاملي الارتباط وفي مجموعتي الريف والحضر من الأطفال.

ثانياً: لدى المجموعة الواحدة.

في أولاً قارنا بين اثنين من معامسلات الارتباط في مصفوفتين لمجموعتين من أطفال الريف وأطفال الحضر. وأحياناً يريد الباحث معرفة دلالة معاملات الارتباط بين اثنين من هذه المعاملات في مصفوفة ارتباط المجموعة الواحدة أي مجموعة الريف أو الحضر. ولنفترض أن مصفوفة مجموعة الريف كان من بينها ثلاثة اختبارات هي:

- ١ القدرة العددية .
- ٢ القدرة اللفظية .
- ٣ القدرة الحركية.

وأراد الباحث أن يعرف دلالة الفرق بين معامل الارتباط الناتج بين القدرة العددية (١) وبين القدرة اللفظية (٢) والذي بلغت قيمته ٧٠٠٠، وبين معامل الارتباط الناتج بين القدرة العددية (١) وبين القدرة الحركية (٣) والذي بلغت قيمته ٢٠٣٠،، فإنه سيكون في هذه الحالة في حاجة لحساب معامل الارتباط بين القدرة النفظية (٢)، وبين القدرة الحركية (٣) والذي يبلغ ٢٤٠، فما دلالة الفرق بين الارتباطيين الاتبين كما أشرنا علماً بأن عدد العية ٧٠؛

٧,٠ معامل الارتباط بين القدرة العددية والقدرة اللفظية ( ر ٢٠١).

٣٠٠ معامل الارتباط بين القدرة العددية والقدرة الحوكية ( ر ٣٠١).
 ٢٤, • معامل الارتباط بين القدرة اللفظية والقدرة الحوكية ( ر ٣٠٢).

١ ـ يطبق القانون الأتي:

$$\frac{\| L \chi V \|_{L^{\infty}}^{2}}{(L^{\infty})^{2}} = \frac{(C^{1})^{2} - (C^{1})^{2} + (C^{1})^{2} + (C^{1})^{2}}{(C^{1})^{2}} + (C^{1})^{2} + (C^{1})^{2} + (C^{1})^{2}}$$

$$\frac{(\cdot,\xi\Upsilon+1)(\Psi-\Psi\cdot)^{\intercal}(\cdot,\Psi-\cdot,\Psi\cdot)}{(\cdot,\Psi)(\cdot,\Psi)(\cdot,\xi\Upsilon)+\Upsilon+\Upsilon(\cdot,\Psi)-\Upsilon(\cdot,\Psi\cdot)-\Upsilon(\cdot,\xi\Upsilon)-1)\Upsilon}=$$

$$\frac{(1,\xi Y)(TV)^{T}(\cdot,\xi)}{(\cdot,\cdot A)Y+(\cdot,\cdot A)-(\cdot,\xi A)-(\cdot,t V-1)Y} =$$

- 07.77

7 · , AA =

يعتبر عمدد العينة ممثلاً للتباين الصغير وتستخرج درجة حريته كالآتي ن - ٣ = ٠٠ - ٣ = ٦٢، كما أن درجة حرية التباين الكبير تعتبر مساوية للقيمة ١

وبالبحث في جدول دلالة نسبة ف عند درجة حرية التباين الصغير ٦٧ نجد أن الأقرب لها درجة الحرية ٦٥، وعند درجة حرية التبـاين الـكبير ١ نجد:

۳, ۹۹ = ۰, ۰ و عند ۷, ۰۶ = ۰, ۰۱ القيمة عند ۷, ۰۶

وبما أن القيمة الناتجة في المثال السابق أكبر من القيمتين السابقتين إذاً هناك فرق له دلالة إحصائية عند مستوى ٠٠,٠١ بين معامل الارتباط ٢٠١، ومعامل الارتباط ٣٠٦.

# (٥) دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية

في كثير من الدراسات النفسية والتربوية يكون للفروق في التغير بين المجموعات أهمية كبيرة. فالباحث في هذه الدراسات يهمه معرفة أي المجموعات تختلف اختلافاً دالاً في الانحراف المعياري أكثر من اختلافها في متوسط الإنجاز والتحصيل. والمثال على ذلك الباحث التربوي أو النفسي الذي يريد أن يختبر جدوى طريقة جديدة في تعليم الرياضيات بمدى التفسي الذي تحدثه في الدرجات عن الطريقة الحالية الماغوذ بها. وعندما يتم

دراسة مجموعات مختلفة أو مستقلة أو عندما تعطي الاختبارات لنفس المجموعات غير المرتبطة فإن دلالة الفرق تحسب بالمعادلة الآتية:

### أولاً \_ في حالة العينات الكبيرة العدد :

معادلة دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية =

الفرق بين الانحراف المعياري (١) ، (٢)

√مربع الخطأ المعياري للانحراف (١) × مربع الخطأ المعياري للانحراف (٢)

وفيما يلى المثال التوضيحي لتطبيق تلك المعادلة .

مثال: طبق اختبار يقيس الاستدلال الحسابي على ٨٣ ولداً، ٩٥ بتناً وكان الانحراف المعياري للرجات الأولاد ٧٠،٨١، وللبنات ١١٠٥٦ والمطلوب حساب دلالة الفرق بين هذين الانحرافين أي هل الفرق بين الانجرافين (٢٠،٥٦، ١٠/٥٠) وهو ٣٠،٥٠ دال عند ٢٠،٥٠؟

#### الخطوات:

١ - الخطأ المعياري للانحراف المعياري للمجموعة الأولى
 (الذكور):

$$V, \Lambda 1 = \frac{V, \Lambda 1}{17, \Lambda \Lambda} = \frac{V, \Lambda 1}{177} - \frac{V, \Lambda 1}{177} = 17,$$
الخطأ المعياري(\*) =  $V, \Lambda 1$ 

۲ ـ الخطأ المعياري للانحراف المعياري للمجموعة الثانية (الإناث)  $\sqrt{\frac{5}{10}} = \frac{11,07}{17.01} = \frac{11,07}{10.00}$  الخطأ المعياري  $= \sqrt{\frac{5}{10}} = \frac{11,07}{10.00} = \frac{11,07}{10.00}$ 

الخطأ المعياري =  $\sqrt{1/2}$  × الإنحراف المعياري حيث  $\sqrt{1/2}$  عند أذ اد العينة

$$\frac{\pi, \forall \circ}{1, \cdot i} = \frac{\pi, \forall \circ}{1, \cdot \forall} =$$

القيمة الناتجة = ٣,٦١

ولما كانت القيمة الناتجة أعلى من ٢٠٥٨ وهو مستوى الدلالـة عند ٢٠,٠١ فإن ذلك يشير إلى أن مستوى أداء البنات على الاستدلال الرياضي أكثر تغايراً بوجه عام من الأولاد. أما مستوى الدلالة ٢٠٠ فيكون عند ١,٩٦ . والمعادلة السابقة تصلح في المجموعات الكبيرة الأعلى من ٣٠ فرداً.

### ثانياً \_ في حالة العينات الصغيرة العدد:

تحسب دلالة الفرق في حالة المجموعات الصغيرة بواسطة اختبار وف، Ftest . وذلك بقسمة التباين (الانحراف المعياري) الأكبر على التباين الأصغر ويوضح ذلك المثال التالي :

#### مثال:

عدد المجموعة الأولى (١) = ٦ عدد المجموعة الثانية (٢) = ١٠

التباين في المجموعة (١) = ٢٢. التباين في المجموعة (٢) = ٣٩,١.

اختيار «ف» = ٣٩٠١ = ١,٧٨

وبالنظر في جدول دلالة «ف» عند درجات المحرية الآتية:

<sup>(\*\*)</sup> أو النسبة الحرجة CR .

١ ـ درجة الحرية للمجموعة الثانية = ١٠ - ١ = ٩ (تباين كبير)

٢ ـ درجة الحرية للمجموعة الأولى = ٦ - ١ = ٥ (تباين صغير).

ومعنى ذلك أنه لا يوجد ما يشير إلى أن المجموعتين مختلفتين اختلافًا جوهريًا.

الجسُّ ذُوُ الشَّالِثِ الاجصَّاء النَّقَ رُمُ

#### مقدمة

يهتسم هذا الجرزء الأخير من الإحصاء بالمعاملات التسي نفيد الباحث في حل كثير من المشاكل التي قد يقع فيها ويواجهها سواءاً وهو ما زال على الطريق يجمع بيانات بحثه أو يكون قد انتهى من جمعها ثم فطن لوقوعه في ثغرة من الثغرات. وهنا تساعده الإحصاء وتأخذ بيده فتعينه على حل مشكلته. كما أن هذا الجزء أيضاً يهتم بما يقدمه للباحث بتحقيق هدفه من خلال إعطائه الأسلوب العلمي الدقيق ونعني به التحليل العاملي ليستقرىء به من الجزئيات الكليات التي تشيع بينها. ويقدم لنا الإحصاء المتقدم أسلوب الدلالة الإحصاء المتقدم أسلوب اللالة الإحصاء المتقدم أسلوب اللالة الإحصاء المتقدم أسلوب اللالة الإحصائية أي المقاييس اللابارامترية، ثم دلالة النسب المئوية، وتحليل النباين البسيط والمزدوج.

# أولاً: معاملات الارتباط الخاصة بمشاكل البحوث

(1)

# العلاقة المستقيمة والمنحنية

مقدمة: قبل أن يستخدم الباحث معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار (بيرسون الشكل الثالث من جدول الانتشار المردوج) لا بد أن يتأكد من أن المتغير س، ص والذي يقوم بإيجاد العلاقة بينها \_ عادة \_ اعتداليان في توزيعهما. فإذا لم يكن التوزيع اعتدالياً في المتغيرين استخدم الباحث في هذه الحالة نسبة الارتباط (\*).

# أساليب الكشف عن العلاقة: مستقيمة أم منحنية

ويمكن للباحث أن يتأكد من أن النوزيع اعتدالي والعلاقة مستقيمة بين المتغيرين عن طريق الأساليب الآتية :

أ ـ الرسم البياني.

ب ـ المتوسطات الحسابية للمتغيرين س، ص.

جــ اختبار مدى دلالة التوزيعين س، ص.

مثال: فيما يلمي جدول انتشار مزدوج لدرجات ١٧ شخصاً على اختبارين س، ص، والمطلوب معرفة هل التوزيع اعتدالي أم لا؟

 <sup>(\*)</sup> د. سيد محمد خيري ـ الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ـ دار التأليف ـ
 ١٩٧٠ .

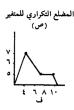
بج	- ^	-7	- ٤	ص کس
•	۲	١	۲	_0
٩	۲	٤	۳	- 1 •
٣	١	صفر	۲	-10
۱۷	٥	٥	٧	÷

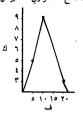
(جدول انتشار مزدوج يبين العلاقة بين س، ص)

أ ـ بالرسم البياني

ويمثل المضلعان التكراريان الآتيان توزيع المتغيرس وتوزيع المتغير

المضلع التكراري للمتغير س





ويلاحظفي المضلعين السابقين أنهما يبتعدان عن التوزيع الاعتدالي الذي يقترب من شكل الجرس فالمضلع التكراري للمتغير (س) ذا قيمة مدببة ، والثاني ذا قيمتين تقريبًا كما أنه يميل للالتواء. ويجب أن لا يكتفي الباحث للتأكد من أن التوزيع اعتدالي بطريقة واحدة بل عليه أن يستخـدم أكثر من طريقة وأكثر من أسلوب.

### ب ـ المتوسطات الحسابية للمتغيرين س، ص

ولمعرفة هل العلاقة مستقيمة أم منحنية نقوم بحساب المتوسط الحسابي للأعمدة في جدول الانتشار المزدوج والمتوسط الحسابي للصفوف في نفس الجدول على النحو التالى:

### ١ - المتوسط الحسابي للأعمدة

ويتم حساب المتوسط الحسابي لأعمدة من خلال الجدول التكراري للمتغير س جدول الانتشار المزدوج وذلك على النحو الآتي:

	ود الثاني	، : ا <b>لع</b> م		ل	عمود الأو	م: ال	
كحَ	ځ	2	ف		خ	এ	ف
	. 1 -			٧ -	١-	4	- 0
صفر	صفر	٤	- 1 •	-	صفر	٣	-1.
صفر	١+	<u>صفر</u>	- 10		۱+		- 10
١ -		٥		صفر		٧	

$$11,0 = 0 \times \frac{1}{0} - 17,0 = 0$$
 $17,0 = 0 \times \frac{1}{0} - 17,0 = 0$ 

#### م: العمود الثالث

$$11,0 = 0 \times \frac{1}{9} - 17,0 = 0$$

### ٢ ـ المتوسط الحسابي للصفوف

ويتم حساب المتوسط الحسابي للصفوف من خلال الجدول التكراري للمتغير ص في جدول الانتشار المزدوج على النحو الآتي :

# م: للصف الأول (١)

$$V = V + \frac{\phi \dot{\phi}}{\phi} + V = V$$

# م: للصف الثاني (٢)

$$7, \forall \lambda = , \forall Y - V = Y \times \frac{1}{9} - V = Y$$

7, 
$$T = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}$$

1 - 1 - 2

1 - 2 - 3

1 - 4 - 4

1 - 4

1 - 4

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

1 - 7

وبعد حساب المتوسطات الحسابية لكل من الأعمدة والصفوف على النحو السابق يتم وضع هذه المتوسطات في مواقعها بجدول الانتشار المزدوج على النحو الآتي:

(جُدُول الانتشار المزدوج وبه متوسطات الصفوف والأعمدة)

4	-^	-٦	- 1	ن کو
		٧		- 0
	11,0	٦,٧٨،١١,٥	17,0	-1.
		٦,۴٣		- 10
				÷

وبتمثيل المتوسطات السابقة بعلامات يمكن توصيلها ببعضها ببعض كل على حدة (الأعمدة ـ الصفوف) في جدول الانتشار يصير شكل الجدول السابق كما يلى:

(جدول الانتشار المزدوج وبه مستقيم متوسطات الصفوف . . . ومستقيم متوسطات الأعمدة ـ . ـ . )

4	- ^	-7	- t	س ص
		f		-0
	•	-	_	-1.
		Ų	:	-10
				بح

ويلاحظ على الجدول السابق أن العلاقة بين المتوسطات مستقيمة. وليست منحنية .

# جـ ـ اختبار مدى دلالة التوزيعين س، ص

ويتم ذلك من خلال خطوتين، الأولى تحويل التوزيع إلى أقرب توزيع اعتدالي، والخطوة الثانية اختبار دلالة التوزيع باستخدام كا وذلك بالنسبة لكل من المتغيرين.

١ - بالنسبة للمتغير (س)
 أولاً: تحويل توزيع المتغير (س) إلى أقرب توزيع

Ð	ص	<del>ر - م</del>	س - م	س	لحً'	دحَ	حَ	4	į
٤,٢٥	۱۷,	1,44	٤,٥-	٧,٥	۰	٥-	١-	٥	- 0
4,٧0	٠,٣٩	۰,۱۰	+ ه,٠	۱۲,۵	-	- 1	صفر	٩	- 1 •
۲,۷۵	,۱۱	1,77	0,0+	۱۷,۵	٣	۳+	۱ +	٣	- 10
17,70					٨	٧-		۱۷	

م = 
$$0, 17 - \frac{Y}{V}$$
 م =  $0, 01 - 17, 0 = 0 + 17 - 17, 0 = 17 بالتقريب$ 

$$\overline{\cdot, \xi \uparrow} \sqrt{\circ} = \overline{\cdot, \cdot \uparrow - \cdot, \xi \bigvee} \circ = \overline{\cdot} \overline{(\frac{\gamma}{1 \vee}) - \frac{\lambda}{1 \vee}} \sqrt{\circ} = \xi$$

= ۵ × ۲۸, = ۴, ۴ بالتقریب

### اختبار دلالة التوزيع باستخدام كا

وكما يتضح من قيمة كا' نجد أنه ليس لها دلالة إحصائية وذلك من خلال الكشف عن دلالتها في جدول قيم كا'. ومعنى هذا أنه لا يوجد فرق بين التوزيع التجريبي والتوزيع الاعتدالي أي أن هذين التوزيعين ينطبقان على بعضهما. وتتيجة لذلك يمكن استخدام معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار وذلك إذا كان توزيع المتغير ص ينطبق أيضاً على التوزيع الاعتدالي.

ب ـ بالنسبة للمتغير (ص) أولاً : تحويل التوزيع إلى أقرب توزيع احتدالي

ŋ	ص	س <u>- م</u> غ	س -م	س	ك ح ً	كحَ	ځ	4	Ĺ
1,7	٠, ٢٢	۱,۰۹ -	١,٨-	۰	٧	٧ -	١-	٧	- £
۸۰۰	٠, ٤٠	٠,١٢+	٠,٠٧+	٧	-	صفر	صفر	٥	- ٦
7.1	٠, ١٧	1,40 +	4,4+	٩	•	0 +	۱+	٥	۰,
17,					14	٧ -		۱۷	

$$\gamma = V - \frac{Y}{V} \times F = \Gamma V, \Gamma$$

$$Y \cdot = \frac{1 \times Y}{1 \times Y} = 1$$
المقدار الثابت

ثانياً: اختبار دلالة التوزيع باستخدام كا

·á_4					
٤	'힌_의	<u> </u>	ڬ	4	ف
1,70	٥,٧٦	Y, £ +	٤,٦	٧	- ٤
1,14	٩,	۳,۰ –	۸,٠	٥	- 7
٠,٧٥	7,07	١,٦+	٣,٤	۰	- A
کا۲ = ۱۳, ۳			17	17	

ويتضح لنا من قيمة كا السابقة أنه ليس لها دلالة إحصائية ومعنى ذلك أن التوزيع التجريبي ينطبق على التوزيع الاعتدالي أي يمكن استخدام معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار لحساب العلاقة بين المتغير (س) والمتغير (ص) في جدول الانتشار المزدوج السابق.

أما إذا لم تكن العلاقة مستقيمة وكانت منحنية، ولم ينطبق التـوزيع التجريبي على التوزيع الاعتدالي فإن على الباحث في هذه الحالة استخدام نسة الارتباط.

**(Y)** 

# نسبة الارتباط Correlation Ratio

وجدنا في الجزء السابق أنه عندما لا يكون التوزيع اعتدالياً في المتغيرين، وعندما لا تكون العلاقة بينها مستقيمة لا يستخدم الباحث معامل ارتباط بيرسون Pearson عسن طريق جدول الانتشار المزدوج أو غيره للكشف عن العلاقة بين المتغيرين بل يستخدم في هذه الحالة نسبة الارتباط. ويستطيع الباحث أن يستخرج من جدول الانتشار المزدوج نسبتي ارتباط حسب تحديد لاي

المتغيرين س أوص هو المتغير المستقل أو المتغير المعتمد. فإذا كان س هو المتغير المستقل، ص المغير التابع يستخرج الباحث نسبة ارتباط س على ص أما إذا كان ص هو المتغير المستقل، س هو المتغير التابع يستخرج الباحث نسبة ارتباط ص على س.

ويتم حساب نسبة الارتباط بطرح متوسط صفوف المتغير ص (والسابق الحصول عليها عند حساب هل العلاقة مستقيمة أم منحنية؟) من المتوسط العام لهذا المتغير ثم تربيع هذا الانحراف وضربه في تكرارات س. وذلك على النحو الآتي:

#### مثال:

(ك س × مربع الانحرافات]	[مربع انحرافم : ص . عسن المتوسط العامل ص]	[ح م : ص . ص عن م العام لـ ص]	[م:صفوف ص]	ك س	ند
	****	.,	٧	•	_ •
. • 4	1	٠,٠٣-	٦,٧٧	4	-۱۰
••••	., 772	· , £V -	7,77	٣	- 10
٠,٩٥				11	

$$1, \Lambda = Y \times \frac{Y}{1V} - V = 0$$

$$1, \sqrt{\frac{Y}{1/V}} - \frac{1}{1/V} \sqrt{Y} = V$$

الانحراف المعياري له: مجـك س × مربع انحراف صفوف ص عن متوسطها العام:

= V بجدك س × مربع الانحرافات

 $\cdot, \gamma_{\xi} = \overline{\cdot, o\gamma} = \overline{\frac{\cdot, 4o}{\vee}} = \overline{\cdot}$ 

نسبة ارتباط س. ص =  $\frac{3}{2}$  بيد ك س × مربع الانحرافات  $\frac{3}{2}$  ص

 $٠, ١٤ = \frac{٠, ٢٤}{1, ٧} = 0$  نسبة ارتباط س. ص

ويمكن إيجاز الخطوات السابقة فيما يلي:

١ ـ نضع فشات المتغير س (عند حسابنا نسبة ارتباط س. ص)
 وتكرارات ونضع في مقابل تلك التكرارات متوسط صفوف المتغير ص.

٢ - يتم حساب المتوسط العام للمتغير ص.

٣- يتم طرح المتوسط العام للمتغير ص من كل متوسط من متوسطات صفوف ص ويوضع الناتج في عمود انحراف متوسط صفوف ص عن المتوسط العام للمتغير ص.

 يتم تربيع كل انحراف تم الحصول عليه في الخطوة السابقة ويوضع الناتج في عمود مربع انحراف صفوف ص عن متوسطها العام.

 ميتم ضرب الناتج في الخطوة السابقة في تكوارات المتغير س المقابلة لها ليتم الحصول على مجموع ك س × مربع انحرافات صفوف ص عن متوسطها العام.

٦ - يستخرج الانحراف المعياري لمجموع ك س × مربع انحرافات

صفوف ص عن متوسطها العام بتطبيق المعادلة التالية:

٧ ـ يتم حساب نسبة الارتباط كما يلى:

نسبــة ارتبــاط س . ص =  $\frac{|V| \cdot v_1|}{|V| \cdot v_2|}$  الإنجراف المعياري للمنفير س المعياري للمنفير ص

وتتبع نفس الخطوات السابقة عند حساب نسبة ارتباط ص. س كما في المثأل السابق:

### مثال لحساب نسبة ارتباط ص. س.

(ك ص × مريع الانحرافات)	(مربع الحرافم: أعمدة سعن متوسطهاالعام)	[الحرافمأعمدة س عن متوسطها العام]	[م:أعمدةس]	[ك ص]	ند
7.07	.,٣1	٠,٦+	17,0	v	- ŧ
٠,٨٠	17	*	11,0	•	٠٦
		·.t -	11,0	٥	٠٨
1,17				17	

م ص = ۱۱,۹ ع س = ۲,۴

الانحراف المعياري لمجـ: ك ص × مربع الانحرافات =  $\sqrt{\frac{11.1}{1V}}$ 

٠,٥=

نسبة ارتباط ص. س =  $\frac{10.1}{0.8}$  = 18۷, •

### اتجاه العلاقة في نسبة الارتباط:

يرى المؤلف أنه يمكن تحديد اتجاه العلاقة في نسبة الارتباط من خلال:

أ ـ شكل التوزيع في جدول الانتشار (الجدول المزدوج) أو.

ب ـ حساب معامل الارتباط بين كل متغيرين حتى يمكن معرفة
 الارتباطات الموجبة والارتباطات السالبة ووضع هذه الإشارات السالبة
 والموجبة أمام نسب الارتباط الخاصة بكل من المتغيرين.

# (٣) معامل الارتباط الجزئي Partial Correlation

#### مقدمة :

لا يستطيع الباحث في كثير من البحوث التي يجريها ضبط كل متغيرات بحثه أما عن صعوبة وعوائق ميدانية أو نسيان إجراء عملية الضبط والتثبيت للمتغيرات أثناء الخطوات الأولى من البحث.

ويحتاج الباحث في هذه الحالة لمعامل إحصائي يفيده في عزل تأثير هذا المتغير أو المتغيرات التي لم يثبتها على الظاهـرة المدروسـة من حيث علاقاته بمتغيرات أخرى.

### مثال :

أراد باحث أن يدرس العلاقة بين التحصيل الدراسي والغياب لدى مجموعة من الطلبة. ومن المعروف أنه إلى جانب الغياب فإن طريقة التدريس للطالب تؤثر في تحصيله الدراسي أيضاً. فإذا استطاع الباحث أن يضبط هذا المتغير (المتغير الخاص بطريقة التدريس) أثناء إجرائه للتجربة ويختار التلاميذ من بين الذين يتعلمون بطريقة تدريس واحدة فإنه يكون بذلك قد عزل تأثير هذا المتغير. أما إذا لم يستطيع اختيارهم من المذين يخضعون لطريقة تدريس واحدة وكان التسلاميذ يتعرضون لطرق تدريس مختلفة فإنه بذلك يكون في حاجة لمعامل الارتباط الجزئي لكي يعزل تأثير متغير طريقة التدريس في العلاقة بين التحصيل الدراسي والغياب ويتضح ذلك في المثال الآتي:

#### مثال:

(٣)	<b>(Y)</b>	(1)	
طريقسة	التحصيل	الغياب	(ن)
التدريس			
١٣	١٥	٧٠	١
۲.	۱۳	11.	4
00	11	***	٣
۸۰	١٣	90	٤
٠٦	٠٨	1.0	٥

وفي المثال السابق وتمهيداً للحصول على معامل الارتباط الجزئي لعزل تأثير طريقة التدريس على العلاقة بين الغياب والتحصيل الدراسي يتم الحصول على معاملات الارتباط الآتية بين المتغيرات الثلاث السابقة:

أولاً: معامل الارتبـاط<sup>ره،</sup> بين الغياب والتحصيل الدراسي ونرمز له بالرمز: (٢٠١) في معامل الارتباط بين المتغير ١ والمتغير ٢ .

 <sup>(\*)</sup> على الباحث أن يستخدم معامل الارتباط المناسب لعدد العينة ولطبيعة توزيع متغيراته.

ثانياً: معامل الارتباط بين الغياب وطريقة التدريس ونومز له بالرمز: (٣٠١، أي معامل الارتباط بين المتغير ٩ والمتغير٣.

ثالثاً: معامل الارتباط بين التحصيل الدراسي طريقة التدريس ونرمز له بالرمز: (٣٠٦، أي معامل الارتباط بين المتغير ٢ والمتغير ٣.

# أولاً: • ر ٣٠١

ن.	ٺ	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ن
	17,	٤,٠+	1	•	10	١
, 40	٠,٥٠-	٧,٥	۲	۱۳	11.	۲
٠٩,٠٠	۳, ۰۰ -	٤	١	11	14.	٣
۲, ۲٥	٠,0٠+	٧,٥	٤	۱۳	40	٤
	<u>Y,</u>	٥	٣	٨	1.0	•
۳۱,۰	0,0+					
	0,0-					
	صف					

, or -1, or  $-1 = \frac{r \times o \cdot r}{o \times y} - 1 = \frac{\rho \wedge r}{v \cdot y} - 1 = r \cdot r$ 

ثانياً: س ٣٠١

ٹالفاً: ر۳۰۲

 $\int_{0}^{\infty} \frac{1 \cdot (x \cdot x)}{x \cdot x} = 1 - \frac{1}{x} \cdot \frac{x \cdot x}{x \cdot x}$ 

 $V_{\lambda} = V_{\lambda} - V_{\lambda} = V_{\lambda} - V_{\lambda} = V_{\lambda}$ 

وبعد ذلك يتم تطبيق قانون معامل الارتباط الجزئي الآتي :

$$\frac{\mathsf{r} \cdot \mathsf{r} {\mathsf{r} \cdot \mathsf{r}  = \mathsf{r} \cdot \mathsf{r}$$

حث أن:

ر ٣٢٠١ = معامل الارتباط الجزئي.

ر ٢٠١ = معامل الارتباط بين الغياب والتحصيل.

ر ٣٠١ = معامل الارتباط بين الغياب وطريقة التدريس.

ر ٣٠٢ = معامل الارتباط بين التحصيل وطريقة التدريس.

وبالتعويض عن المعادلة السابقة في المثال السابق فإن:

$$\frac{-1.77}{1.00} = \frac{-1.00}{1.00} = \frac{-1$$

فــإن العلاقــة بين الغياب والتحصيل الدراســي مع تثبيت أثــر طريقــة التدريس على هذه العلاقة في هذا المثال التدريبي ـ ٠٠,٦٥

# العلاقة بين الارتباط الجزئي ومعادلة الفروق الرباعية في التحليل العاملي

ذهب سبيرمان .Spearman C. الاختبارات التي باي عدد من الاختبارات التي تقيس أي ناحية من نواحي النشاط والتفكير العقلي ترجع إلى وجود عامل عام مشترك فإذا تم عزل أثسر هذا العامل العام من هذه الاختبارات فإنه لا يوجد ذلك الارتباط بين هذه الاختبارات وتصير قيمته صفراً. وهذا ما تقوم عليه معادلة الفروق الرباعية والتي تشير إلى أنه إذا كانت الارتباطات التي تجمع بين تلك الاختبارات ترجع إلى عامل مشترك فإن الفروق الرباعية تصبح مساوية للصفر. وتسمى معادلة الفروق الرباعية بهذا الاسم لأنه لو أخذنا أي أربعة اختبارات من اختبارات من اختبارات من اختبارات عموملات الارتباطة وهي أ، ب، ج، د فإننا نجد أن صفة النسبية بين معاملات الارتباط العمودي كل اختبارين واحدة كأن تكون النسبة بين مجموع ارتباطات عمود اختبار أ وعمود اختبار ب هي ٢: ١، وكذلك بين مجموع ارتباطات عمود اختبار ج وعمود اختبار د هي ٢: ١، وكذلك بين الاساس يكون أحد ب ب

# ( \$ ) معامل الارتباط المتعدد Multiple Correlation

مقدمة:

يواجه الباحث في كثير من البحوث والدراسات التي يجريها كثيراً من المشاكل تساعده الإحصاء دون شك على حلها. ويعتبر معامل الارتباط المتعدد على رأس الأساليب الإحصائية التي تساعد الباحث على تفهم الظاهرة موضوع الدراسة من حيث علاقتها بكافة المتغيرات الأخرى التي ترتبط بها. ويواجه الباحث مثل هذه المشاكل في علم النفس الاجتماعي وعلم النفس الصناعي حيث يجد كثيراً من الظواهر التي ترتبط بالعديد من المتغيرات. ففي علم النفس الاجتماعي نجد مثلاً تكوين الاتجاهات يرتبط بالتنشئة الاجتماعية وبالجماعة العضوية والجماعة المرجعية وبوسائل الاتصال وبدور الجماعة الأولية . . . وهكذا العديد من المتغيرات التي ترتبط بتكوين الاتجاه . وفي علم النفس الصناعي نجد أن الكفاية الإنتاجية للعامل ترتبط بجوانب كثيرة مثل القدرات واللدكاء ، والروح المعنوية ، والتوحد بالعمل ، والمكانة الاجتماعية والعلاقة بالرؤساء ، والعلاقة بالزملاء . . .

ويحتاج الباحث في مثل هذه الأحوال إلى التوصل لمعامل عددي واحد يوضح له العلاقة بين هذه الظاهرة وتلك المتغيرات التي ترتبط بها.

ويضع معامل الارتباط المتعدد على عائقه الكشف عن هذه العلاقة في مئل هذه الأحوال. وقانون معامل الارتباط المتعدد هم:

$$\frac{(v.7) + (v.7) + (v$$

#### مثال:

لو أردنا معرفة العلاقة بين الكفاية الإنتاجية لمجموعة من العمال في عملهم وبين كل من المكانة السوسيومترية والسروح المعنوية وكانت درجاتهم على كل من المتغير المستقل (الكفاية الإنتاجية) والمتغيرات المعتمدة (المكانة السوسيومترية والروح المعتوية) كما يلي:

(٣)	(*)	(1)	
السروحالمعنوية	المكانسة السوسيومترية	الكفساية الإنتاجية	ق
۲.	14	V	١
40	11	٨	۲
17	V	٤	٣
٣١	4	٦	٤
۳.	1.	٣	٥

فإنه يتم حساب معاملات الارتباط الآتية:

١ ـ معامل الارتباط بين الكفاية الإنتاجية والمكانة السوسيومترية أي
 ٢٠١٠.

٢ ـ معاملُ الارتباط الكفاية الإنتاجية والروح المعنوية أي ر٣٠١.

٣ ـ معامل الارتباط بين المكانة السوسيومترية والروح المعنوية أي
 ٣٠٢.

أولاً: ر ۲۰۱

ف،	ف	رتبة	ر <b>تبة</b>	(٢)	(1)	ن
		<b>(Y)</b>	(1)	المكانة السوسيومترية	الكفاية الإنتاجية	
١	۱ +	١	۲	17	<b>v</b>	١
١	١ -	۲	١	11	٨	۲
١	١ -	٥	٤	٧	٤	٣
١	١ -	٤	٣	4	٦	٤
<u>£</u>	۲ +	٣	٥	١٠	٣	٥
٨						

$$c \cdot Y = \frac{r \times A}{1 \cdot Y} = 1 - \frac{A \cdot Y}{1 \cdot Y} = r, \cdot$$

ٹانیاً: ر ۳۰۱

ف٢	ف	رتبة	رتبة	(4)	(1)	ن
		(٣)	(1)	الروحالمعنوية	الكفساية الإنتاجية	
٤	۲ -	٤	۲	۲.	٧	١
٤	٧ -	٣	١	70	٨	۲
١	١ -		٤	17	٤	٣
٤	<b>Y</b> +	١	٣	٣١	٦	٤
٩	۳ +	۲	•	۳.	٣	٥
44						

$$\cdot, 1 \cdot = 1, 1 \cdot -1 = \frac{177}{17} = \frac{77 \times 7}{7} - 1 = 7 \cdot 1$$

<sup>·</sup> (\*) هذا مجرد مثال وقيمة الارتباط الحالي لا تكشف عن طبيعة هذه العلاقة .

نی₁		1.7.	Lī.	<b>("</b> )	<b>(Y)</b>	ن
٠٠	٠	ر-	ربب		المكانة السوسيومترية	
4	۳-	£	١	۲۰	14	١
•	١ -			40	13	۲
	1,0-			۱۷	1.	٣
	٤+			۳۱	4	٤
7,70	۱,0+	۲	۳,٥	۳.	١.	٥
۰, ۰						

$$c \quad Y = 1 - \frac{r \times o, r \cdot \gamma}{o \times i Y} = - \frac{\gamma \wedge t}{r \cdot Y} =$$

وبالتعويض عن معادلة معامل الارتباط المتعدد في المشال السابق تكون قيمة معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية وكل من المكانة السوسيومترية والروح المعنوية كما يلى:

$$\cdot, \forall o = \frac{\cdot, oo}{\cdot, \land t} = \frac{\cdot, oo}{, \lor Y} \bigvee = \frac{\cdot, \lor t - \cdot, \lor \lor}{, \lor Y} = 0$$

العلاقة بين الكفاية الإنتاجية لمجموعة العمال في المثال السابق وبين
 كل من مكانتهم السوسيومترية وروحهم المعنوية تساوي ٩٠,٠٠ وذلك
 باستخدام معامل الارتباط المتعدد.

ملحوظة: أحياناً يرتبط بالظاهرة موضوع الدراسة كما سبق أن بينا أكثر من متغيرين فقد يكون ثلاثة أو أربعة أو خمسة أو أكثر من ذلك حسب طبيعة الظاهرة نفسها. ويحتاج الباحث في هذه الحالة كذلك لمعامل عددي واحد يعبر له عن علاقة الظاهرة بهذه المتغيرات جميعاً.

#### مثال:

أراد باحث أن يدرس علاقة الكفاية الإنتاجية للعامل بالمتغيرات المرتبطة بها:



والباحث في هذه الحالة عليه أن يقوم بحساب معاملات الارتباط الآتية :

١ ـ معامل الارتباط بين كل من الكفاية الإنتاجية والذكاء والقدرات.

 ٢ ـ معامل الارتباط المتعدد بين كل من الكفاءة الإنتاجية والعلاقة بالرؤساء والعلاقة بالزملاء. ٣ ـ معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية والاتجاه نحو العمل
 والمكانة السوسيومترية.

وللحصول على معامل عددي واحد يعبر عن علاقة الكفاية الإنتــاجية بالمتغيرات الست السابقة نقوم بما يلى:

١ - تحويل معامل الارتباط المتعدد إلى مقابلة اللوغاريتمي في الجدول الخاص بذلك.

٢ ـ حساب متوسط المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط.

٣ ـ تحويل المتوسط اللوغاريتمي مرة أخرى إلى مقابله من معاملات
 الارتباط وذلك في الجدول الخاص بذلك والمشار له في ١.

ويستخدم جدول تحويل معامل الارتباط ر إلى مقابلة اللوغاريتمي ز في تحويل معاملات الارتباط التي تزيد عن ٢٠٠٥، إلى مقابلاتها اللوغاريتمية لحساب متوسطاتها. ثم يحول الناتج اللوغاريتمي بعدذلك إلى المقابل الارتباطي ويكون هذا المقابل الارتباطي هو معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية وكل من الذكاء والقدرات الخاصة بالعمل والملاقة بالزملاء والعلاقة بالرؤساء والانجاء نحو العمل والمكانة السوسيومترية. ولنفترض أن معاملات الارتباط المتعدد في المشال السابق كانت كما يل.:

أُولاً: بين الكفاية الإنتاجية والذكاء والقدرات ر٣٠٢٠١ = ٣٠٢٠٠.

ثانياً: بين الكفاية الإنساجية والعلاقة بالرؤساء والعلاقة بالزملاء . ١٠٤٠ = ٥٥.٠.

(٠) يتم هذا الإجراء لأن النوزيع التكراري للارتباطات الني تقع بين ٢٠,١٠ و٠.٩٩٠ غير
 اعتدالي أما التوزيع التكراري لمقابلها اللوغاريتمي فهر اعتدالي. وعلى هذا فلا يجوز في
 حالة الارتباطات حساب متوسطها بينما يجوز ذلك لمقابلها اللوغاريتمي.

ثالشاً: بين الكفـاية الإنتــاجية والاتجــاه نحــو العمــل والمكانــة السوسيومترية ر٧٠٦٠١ = ٠,٤٢. .

وبالرجوع لجدول المعامل اللوغاريتمي<sup>(\*)</sup> ، , نجد أن المقابـلات اللوغاريتمية لمعاملات الارتباط المتعدد السابقة هي:

> ر ٣٠٢٠١ = ٣٠,٠ مقابلها اللوغاريتمي ٢٣,٠.. ر ٥٠٤٠١ = ٥٥,٠ مقابلها اللوغاريتمي ٢٢,٠.٠ ر ٧٢٠١ = ٢٢,٠ مقابلها اللوغاريتمي ٢٤,٠.

والمتوسط الحسابي للمقابلات اللوغاريتمية =  $\frac{77. + 77. + 97. + 97. + 97.}{\pi}$ 

والبحث في نفس الجدول عن معامل الارتباط ر المقابل للقيمة ٤٦. اللوغار يتمية نجد أنه يساوي ٤٣. و وبهذا يكون معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية والذكاء والقدرات والمعلاقة بالزمساء والمعلاقة بالرؤساء والاتجاه نحو العمل والمكانة السوسيومترية ٣٤. • هذا ويمكن التأكد من دلالة معامل الارتباط المتعدد كما سبق أن بينا.

<sup>(</sup>ه) د. فؤاد البهي السيد ـ المجداول الإحصائية ـ دار الفكر العربي ـ ١٩٥٨ ص ٨ جدول ١٣ وذلك بالنسبة لمعاملات الارتباط ٢٥ . . ـ ، ٩٩٥ . ، أما بالنسبة للاقل أنظر مناهج البحث في التربية وعلم النفس لفان دالين ترجمة بإشراف سيد عثمان ـ الانجلو المصرية ١٩٥٧.

أولاً ـ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط ٢٠,٥ فما فوق أي غير الاعتدالية التوزيع .

ز	ر	j	ر	j	ر	ز	ر	ز	ر
1,07	.,910	١,	٠,٧٧	٠,٦٨	۰,۰۹	٠, ٤٥	٠,٤٢	٠, ٢٦	٠, ٢٥
1,09	.,940	1,.4	٠,٧٧	٠,٦٩	٠,٦٠	٠, ٤٦	٠, ٤٣	٠, ٧٧	٠, ٢٦
1,77	.,970	١,٠٥	٠,٧٨	٠,٧١	٠,٦١	٠,٤٧	٠, ٤٤	٠, ۲٨,	٠, ٧٧
1,77	.,98.	1,.4	۰,۷۹	٠,٧٣	٠,٦٢	٠,٤٨	٠,٤٥	٠, ۲۹	٠, ٢٨
1,00	.,940	1,10	۰٫۸۰	٠,٧٤	٠,٦٣	٠,٥٠	٠,٤٦	٠,٣٠	٠, ٢٩
1,72	.,98.	1,14	۰,۸۱	٠,٧٦	٠,٦٤	۰٫۰۱	٠,٤٧	۰,۳۱	٠,٣٠
1,74	.,920	1,17	٠,٨٢	٠,٧٨	٠,٦٥	٠,٥٢	٠,٤٨	٠,٣٢	٠,٣١
1,17	٠,٩٥٠	1,19	٠,٨٣	٠,٨٩	٠,٦٦	٠,٥٤	٠, ٤٩	٠,۴۴	٠,٣٢
1,49	٠,٩٥٥	1,77	٠,٨٤	٠,٨١	٠,٦٧	٠,٥٥	٠,٠,	٠,٣٤	٠,٣٣
1,40	٠,٩٦٠	1,77	۰,۸٥	٠,٨٢	٠,٦٨	۲ه,۰	٠,٥١	۰,۳٥	٠,٣٤
۲,٠١	٠,٩٦	1,14	٠,٨٦	۰٫۸٥	٠, ١٩	۰,۵۸	٠,٥٢	٠,٣٧	٠,٣٥
4 4	٠,٩٧٠	1,44	۰٫۸۷	٠,٨٧	۰,۷۰	۹ه,۰	٠,٥٣	٠,٣٨	٠,٣٦
۲,۸	۰,۹۷۵	۱٫۳۸	٠,٨٨	١٠,٨٩	٠,٧١	٠,٦٠	٠,٥٤	٠,٣٩	١٠,٣٧
7,40	٠,٩٨٠	1,27	٠,٨٩	٠,٩١	٠,٧٢	٠,٦٢	٠,٥٥	٠,٤٠	٠,٣٨
۲, ٤٤	٠,٩٨٥	١,٤٧	٠,٩٠	٠,٩٣	۰,۷۳	٠,٦٣	٠,٥٦	١٠,٤١	٠,٣٩
7,70	.,94.	١,٥٠	ه ۹۰ و ۱	1,90	۰,۷٤	۰,٦٥	۰,۰۷	٠, ٤٢	., .
7,44	٠,٩٩٥	1,00	٠,٩١٠	۰,۹۷	ه٧,٠	٠,٦٦	۰,۰۸	٠, ٤٤	١٠,٤١
						L			

ثانياً \_جدول المقابل اللوفاريتمي لمعاملات الارتباط الأقل مِن ٢٥ . • أي الاعتدالية التوزيع

į	ز	J	ز	ر
	٠,١٢٦	٠,١٢٥	•,•••	٠,٠٠٠
	٠, ١٣١	٠, ١٣٠	٠,٠٠٥	٠,٠٠٥
	٠, ١٣٦	۰,۱۳۵	٠,٠١٠	٠,٠١٠
	٠,١٤١	٠,١٤٠	٠,٠١٥	۰,۰۱٥
	٠,١٤٦	٠,١٤٥	٠,٠٢٠	٠,٠٢٠
	٠,١٥١	٠,١٥٠	٠,٠٢٥	٠,٠٢٥
	٠,١٥٦	٠,١٥٥	٠,٠٣٠	٠,٠٣٠
	٠,١٦١	٠,١٦٠	٠,٠٣٥	٠,٠٣٥
	٠,١٦٧ .	٠,١٦٥	٠,٠٤٠	٠,٠٤٠
	٠,١٧٢	٠,١٧٠	٠,٠٤٥	,.50
	٠,١٧٧	٠,١٧٥	٠,٠٥٠	٠,٠٥٠
	٠,١٨٢	٠,١٨٠	٥٥٠,٠	۰,۰۵۰
	٠,١٨٧	٠,١٨٥	٠,٠٦٠	٠,٠٦٠
	٠,١٩٢	٠,١٩٠	٠,٠٦٥	٠,٠٦٥
	٠,١٩٨	٠,١٩٥	٠,٠٧٠	٠,٠٧٠
	۰٫۲۰۳	٠,٢٠٠	۰,۰۷۰	۰,۰۷۵
	٠,٢٠٨	., ٢٠٥	٠,٠٨٠	٠,٠٨٠
	٠,٢١٣	., ۲۱۰	٠,٠٨٥	٠,٠٨٥
	٠,٢١٨	۰,۲۱۵	1,.4.	٠,٠٩٠
•	L			<u> </u>

(تابع) جدول المقابل اللوغاريتمي

j	ر	ز	ر
٠, ٢٢٤	٠, ٢٢٠	٠,٠٩٥	.,.40
٠, ٢٢٩	٠,٢٢٥	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٠, ٢٣٤	٠, ٢٣٠	٠,١٠٥	٠,١٠٥
٠, ٢٣٩	٠, ٢٣٥	٠,١١٠	٠,١١٠
., 410	٠, ٧٤٠	٠,١١٦	٠,١١٥
., ۲0.	., 750	٠,١٢١	٠,١٢٠

#### (٥) الانحدار والتنبوء

مقدمة: إذا طبق اختبار يقيس تحصيل التلاميذ في مادة الحساب على مجموعة منهم يوم الاثنين من نفس مجموعة منهم يوم الاثنين من نفس الأسبوع فإن الأفراد الذين حصلوا على درجات مرتفعة يوم السبت قد تميل درجاتهم إلى الانخفاض والاقتراب من المتوسط عند إعادة الاختبار عليهم يوم الاثنين . كذلك الأفراد الذين حصلوا على درجات منخفضة يوم السبت قد تميل درجاتهم إلى الارتداد نحو المتوسط يوم الاثنين .

يحدث هذا الارتداد نتيجة خطأ في القياس والذي يجعل أفراد يحصلون على درجات مرتفعة في ذلك الموقف المعين، ولذلك فمن المحتمل أن ينخفض أداء الشخص عند إعادة الاختبار عليه. أي أنه إذا كان قد تصادف وحدث خطأ في القياس في المرة الأولى أدى إلى حصول أفراد على درجات مرتفعة أو منخفضة، فإن الصدفة لن تحدث في المرة الثانية. ويقصد بالخطأ الآثار العرضية كالغش بالنسبة لمن حصل على درجة مرتفعة ، والمرض بالنسبة لمن حصل على درجة منخفضة . ويطلق اسم الارتداد أو الانحدار Regression على ذلك .

ويعتبر جالتون Galton أول من استخدم فكرة الانحدار في بحوثه عن الوراثة، إذ لفت نظره بالنسبة لوراثة صفة طول القامة أن الأطفال الذين يكون أباؤهم طوال القامة يميلون لأن يكونوا أقصر قامة من أبائهم، والعكس من ذلك الأطفال الذين يكون آباؤهم قصار القامة يميلون لأن يكونوا أطول قامة من آباؤهم، أي أن طول الأبناء يميل إلى التراجع أو الانحدار نحو المتوسط العام. وهو نفس الشيء الذي وجد في المثال الأول من أن الدرجات المتطرفة تميل إلى أن ترتد أو تتحرك نحو المتوسط عند إعادة الاختبار.

فائدة الانحدار: يفيد الانحدار في التنبؤ من خلال حساب معامل الارتباط فإذا تم حساب معامل الارتباط بين اختبار الاستدلال اللغوي واختبار تكميل الجمل فإنه من خلال معرفة درجات اختبار الاستدلال اللغوي يمكن التنبوء بدرجات اختبار تكميل الأشكال. وتتضح الفائدة الكبرى في أهمية الانحدار كما يشير لذلك الدكتور فؤاد البهي السيد في التوصل لجداول دقيقة تمثل معايير الأعمار الزمنية.

خطوات حساب الانحدار: يقوم الانحدار على أساس حساب معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص وعلى المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لدرجات هذين المتغيرين. فإذا كان لدينا درجات اختبار ما (س) لعينة من الأفراد وأعمار (ص) لهؤلاء الأفراد فإن التنبوء بدرجات ص من درجات س يسمى هذا النوع من التنبؤ بانحدار ص على س أما إذا تنبأنا بدرجات الاختبار الأول س من درجات الاختيار الثاني ص فيسمى بانحدار س على ص.

مثال: فيما يلي درجات خمسة تلاميذ على اختباري التفكير اللغوي (س) وتكميل الجمل (ص).

١ ـ التفكير اللغوى (س): ٢ ٥ ٥ ١ ٤

٢ ـ تكميل الجمل (ص): ٤ ٥ ٥ ٧ ٨

والمطلوب حساب انحدار ص على س

والخطوات كالآتي:

١ ـ يتم حساب معامل الارتباط بين س، ص.

٢ ـ يتـم حسـاب الانحـراف المعياري لدرجـات س (ع س)،
 والانحراف المعياري لدرجات ص (ع ص).

٣ ـ يتم حساب المتوسط لدرجات س، ودرجات ص.

٤ ـ يتم تطبيق المعادلة الأتية :

 $m = c \frac{3m}{3m} (m - m) + m$ 

حيث أن:

ر = معامل الارتباط بين س، ص.

ع ص = الانحراف المعياري لدرجات س.

ع س = الانحراف المعياري لدرجات ص.

س = الدرجة المعلومة الذي سيتم تنبوء ص منها .

سُ = المتوسط الحسابي لدرجات س.

صُ = المتوسط الحسابي لدرجات ص.

وفيما يلى تطبيق هذه الخطوات على المثال السابق:

أولاً: حساب معامل الارتباط بين س، ص باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام.

س ص	ص ۲	س'	ص	س	ن	
17	17	17	٤	٤	1	
۱۸	41	4	1	٣	4	
40	40	70	٥	•	٣	
44	19	17	٧	٤	٤	
44	78	17		٤	•	
111	14.	٨٢	۳.	٧٠	مج	

$$\frac{1}{\sqrt{(\frac{\mathbf{r} \cdot \mathbf{r}}{\mathbf{r}})^{2} - 114}} = 0$$

$$\frac{1 \vee \cdot - 1 \vee \cdot \times \vee \cdot - \vee \wedge}{1 \vee \cdot - 1 \vee \wedge} =$$

$$\frac{1 \cdot \times \gamma}{1} =$$

ثانياً: حساب متوسط س، ومتوسط ص.

ثالثاً: حساب الانحراف المعياري لدرجـات س، ص باستخـدام القانــون

$$\frac{1}{2} \sqrt{\frac{1}{2} \sqrt{1 - (\frac{1}{2})^{2}}}$$

٢ \_ الانحراف المعياري لدرجات ص.

رابعاً: فيما يلي تطبيق المعادلة التي في الخطوة رقم (٤) على المثال السابق.

$$7+(\xi-m)\frac{1Y,\xi}{\Lambda_1Y}$$
 ( $m-\xi$ ) +  $7+(\xi-m)\frac{1Y,\xi}{\Lambda_1Y}$  ( $m-\xi$ ) +  $7+(\xi-m)\frac{1}{2}$  ( $m-\xi$ ) +  $7+(\xi-m$ 

ويلاحظ أن هذه الدرجة هي نفسها درجة الشخص رقم أربعة في المتغير ص وتقابل الدرجة واحد في المتغير س.

تعليق: وبنفس الطريقة السابقة يمكن التنبوء بباقى الدرجات فإذا كان الهدف معرفة الدرجة المقابلة للدرجة أربعة في س فيكون ذلك كالآتي :.

 (a) يتم ضرب الرقم - ٣٤١, • في س، ثم في - ٤ فيعطينا الناتج في الخطوة التالية - ٣٤١, • س، .1.77 +

# ثانياً تحليل التباين Analysis of Variance

# أولاً: تحليل التباين البسيط(\*)

يكشف تحليل التباين البسيط عن مدى الفروق بين أكثر من مجموعتين، حيث يصلح اختبار وت، في حالة حساب الفروق بين مجموعتين فقط. ففي أحيان كثيرة يحتاج الباحث لإجراء بحثه على أكثر من مجموعتين: كأن تتضمن عينة هذا البحث طلبة كليات مختلفة كطلبة الحقوق والطب والهندسة، وكأن تتضمن عينة بحثه في حالة أخرى مستويات اجتماعية اقتصادية مختلفة كمستوى مرتفع ومستوى متوسط ومستوى منخفض. . . إلخ .

والباحث في هذه الحالة يحتاج لأسلوب واحد يصلح لاختبار الفرق بين المجموعات التي تتضمنها عينة بحثه ليحصل على معامل عددي واحد يكشف عما إذا كان هناك فرقاً جوهرياً بين تلك المجموعات المختلفة، ويقع على عاتق تحليل التباين الكشف عن هذا الفرق بالحصول على «نسبة ف» أو F. Ratio يلى هذاك نسبة إلى فيشر Fisher الذي توصل إلى هذه الطريقة. وفيما يلى مثالاً نوضح من خلاله خطوات حساب «نسبة ف».

<sup>(\*)</sup> ويطلق عليه اسم التصميم البسيط Simple Design أو تحليل النباين ذا الاتجاه الواحد One.

Way Analysis of Variance

مثال: طبق اختباراً على عينة مكونة من ثلاث مجموعات من الأطفال يمثلون مستويات اقتصادية اجتماعية مختلفة وكانت درجات كل مجموعة كما يلى:

المجموعة الثالثة	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى
٦	٤	٦
٨	•	٨
٥	Y	٧
•	٤	٧
Y£	۲٠	YA
٦	٥	م = V

 $\eta = \frac{1}{m} = \frac{7+0+V}{m} = \frac{1}{m} = 7$ 

وخطوات حساب «نسبة ف» تتلخص فيما يلي:

 ١ - حساب المتوسط الحسابي لنرجات كل مجموعة وهو هنا يساوي ٧ للمجموعة الأولى، ٥ للمجموعة الثانية، ٦ للمجموعة الثالثة.

٢ ـ حساب المتوسط الحسابي العام للمجموعات الشلاث وهـ و هنا
 يساوى ٧ + ٥ + ٢ = ١٨ ÷ ٣ = ٢.

"ح. نقوم بحساب مربعات انحراف القيم في كل مجموعة عن المتوسط
 العام أي التباين العام وهو هنا يساوي:

$$= (\Gamma - \Gamma)^{T} + (\Lambda - \Gamma)^{T} + (V - \Gamma)^{T}$$

٤ ـ يتم حساب مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسط العام.
 وهو يمشل هنا حساب التباين الكبير بين المجموعات وهـو يساوي = مجــ مربعات الفروق × ن. ويتم حسابه في مثالنا السابق كما يلى:

$$= {}^{T}(T - T) + {}^{T}(T - T) + {}^{T}(T - T) = {}^{T}(T - T) + {}^{T}(T -$$

$$A = 3 + 3 + 0$$
 صفر = ۸

 $. YY = \Gamma 1 + 1 +$ 

ه ـ يحسب مرسع انحراف القيم داخــل المجموعـة عن متوسطها
 الحسابي. وهو هنا يمثل أيضاً حساب التباين الصغير بين المجموعات وهو
 يساوى = مجـ مربعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي.

$$[(-1)^{7} + (-1)^{7} + (-1)^{7} + (-1)^{7}]$$

بين المجموعات دالة إحصائياً أم لا وذلك على النحو الآتي:

١ - درجة الحرية بين المجموعات (التباين الكبير) = عدد
 المجموعات - ١ = ٣ - ١ = ٢

ب ـ درجة الحرية داخل المجموعات (التباين الصغير) = ن ١ - ١ +

**ن۲ - ۱ + ن۳ - ۱ =** 

= 1 - 2 = 1 - 2 + 1 - 2 =

9 = 4 + 4 + 4

جــ درجات الحرية الكلية = عدد القيم - ١ = ١٢ - ١ = ١١

٧ - يتم بعد ذلك حساب «نسبة ف» كما يلى:

أ ـ التباين بين المجموعات (التباين الكبير)

=  $\frac{\Lambda}{\Lambda}$  =  $\frac{$ 

ب ـ التباين داخل المجموعات (التباين الصغير)

= مجموع مربع انحراف قيم المجموعة عن متوسطها درجة الحرية داخل المجموعات

وهو في هذا المثال = <u>١</u>٤ = ٥٦, ١

جــ «نسبة ت» = التباين الكبير التباين الصغير

 $\gamma, \sigma = \frac{\xi}{1, \sigma \gamma}$  المثال =  $\frac{\xi}{1, \sigma \gamma}$ 

د ـ يتم الكشف عن دلالة «نسبة ف» أو «النسبة الفاتية» من الجداول

الخاصة بذلك عند مستوى ٠,٠٥ ومستوى ٠,٠٠ وقيمة دف، الموجودة بالجدول عند ٠,٠٥ تساوي ٢,٢٦، وعند ٢٠,٠١ تساوي ٨,٠٢. وعلى هذا الأساس فإن ونسبة ف، المستخرجة من هذا المثال لا دلالة لها من الناحية الإحصائية لأنها أقل من القيمتين الموجودتين بالجدول:

# استخدام تحليل التباين في حساب تجانس العينة

يرمز لمدى التجانس بالرمز ف، ومدى التجانس هو:

فإذا كان الانحراف المعياري للمجموعة الأولى هو الكبير مشلاً فإنه يوضع فوق (في بسط المعادلة)، والانحراف المعياري الثاني الخاص بالمجموعة الثانية فإنه يوضع تحت (في مقام المعادلة).

#### مثال:

إذا كان العدد والانحراف المعياري لمجموعتين على النحو الأتي:

ع للمجموعة الأولى = ٣,٢، ن للمجموعة الأولى = ٦

ع للمجموعة الثانية = ٥,٥، ن للمجموعة الثانية = ٥

$$1, 19 = \frac{17, 70}{11, 75} = \frac{7(7, 0)}{1(7, 7)} = \omega$$

د. ح التباين الكبير (المجموعة ذات الانحراف المعياري الكبير)

د. ح التباين الصغير (المجموعة ذات الانحراف المعياري الصغير) = ٦ - ١ = ٥

قيمة ف بالجدول = ١٩,٥

و بما أن قيمة ف في المثال (١,١٩) أقل من قيمة ف المستخرجة من الجدول، فهي غير دالة فتكون العينتين بذلك متجانستين .

# ثانياً: تحليل التباين المزدوج (البارامتري)

أشرنا عند الكلام عن تحليل التباين أنه يعطي قيمة واحدة هي نسبة «ف» عند حساب دلالة الفرق بين أكثر من مجموعتين (ثلاث مجموعات فما فوق حسب عينات الدراسة) الأمر الذي لا يمكن استخدام اختبار «ت» لحساب دلالته. وسواء كان الكلام على اختبار «ت» أو على نسبة «ف» في تكوينها البسيط فإن المقارنة تركزت فيهما بالنسبة لمتغير واحد فقط كالعدوان أو الانبساط أو الابتكار أو القدرة اللفظية أو الانتماء . . . إلخ.

لكن في كثير من البحوث يكون من أهداف البحث المقارنة بين ثلاث مجموعات أو أربعة على متغيرين أو أكثر من متغيرين وليس على متغير واحد فقط. ويأتي تحليل التباين من الدرجة الشانية أو تحليل التباين المهزدوج ليمكن الباحث من حساب دلألة الفرق بين أكثر من مجموعتين على متغيرين أوكثر.

### تحليل التباين المزدوج «ذو الاتحاهين» (\*)

ويشمل تحليل النباين المزدوج أو ذو الاتجاهين شكلين من أشكال تحليل النباين هما:

 ١ ـ تحليل التباين المزدوج والذي يتضمن درجة واحدة أو قيمة واحدة في كل مربع من مربعات الجدول لكل ناحية أو فرع من فروع كل اتجاه من الاتجاهين.

٢ \_ تحليل التباين المزدوج والذي يتضمن وجود عدة قيم في كل صف
 أو عمود خاص بكل فرع من فروع الاتجاهين.

(١) الشكل الأول

تحليل التباين المزدوج مع وجود قيمة واحدة في كل مربع

مثال: وضع باحث أربعة مجموعات من الطلاب كل مجموعة تتكون من ١٠ طلاب تحت ثلاثة أنواع من القيادة: الديمقراطية، والدكتاتورية، والفرضوية ثم قام بقياس الروح المعنوية لديهم في كل ظرف من ظروف القيادة التي تعرضوا لها فكانت كما في الجدول الآتي والذي يتضمن قيماً هي عبارة عن متوسطات لد جات الافراد من كل مجموعة:

 <sup>(</sup>۵) يطلق على تحليل ذو الاتجاهين أو المزدوج Two-Way Analysis of Variance (ارجع للمرجع الثامن العربي في نهاية الكتاب).

بج		، الطلاب			
	٤	٣	۲	١	أنواع القيادة
100	٣.	٣٠	٧٠	70	١ ـ الديمقراطية
770	٦٠	۳٥	۰۰	۸٠	۲ ـ الدكتاتورية
۴۱.	۸۰	٧٥	٦.	90	٣ ـ الفوضوية
79.	14.	١٤٠	١٨٠	۲.,	بج

والمطلوب معرفة هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية في الروح المعنوية لدى مجموعات الطلاب الأربعة بالنسبة لأنواع القيادة الثلاثة.

#### الخطوات:

 ١ ـ يتم تصغير القيم بالجدول السابق بهدف تبسيط العمليات الحسابية الخاصة بالجمع والتربيع وذلك بطرح «قيمة ما» يحددها الباحث من كل درجة من الدرجات التي بالمربعات، وقسمة الناتج أيضاً على «قيمة ما».

 ٢ ـ في المثال السابق سيتم طرح ٥٠ من كل قيمة من القيم التي بالجدول وقسمة الناتج على عشرة.

٣ ـ يتم حساب المتوسط الحسابي العام للقيم التي بالجدول وهو في
 مثالنا:

المتوسط الحسابي = 
$$\frac{(مجموع القيم بالجدول)}{(مجموع القيم (عدد الصفوف×عدد الأعمدة)} =  $\frac{19.7}{17}$  = 0, ٥٧$$

٤ \_ بعد عملية الطرح والقسمة يصير الجدول الجديد كالآتي:

بد		لاب	أنواع القيادة			
-	£	٣	۲	١		
٤,٥_	۲_	۲۰-	۲	۲,0_	(١) الديموقراطية	
٧,٥	١	۱,٥_	صفر	٣	(٢) الدكتاتورية	
11	۴	۲,٥	١	٤,٥	(٣) الفوضوية	
٩	۲	1-	٣	•	بج	

 ٥ - يتم تربيع كل قيمة من الفيم السابقة لحساب مجموع المربعات الكلية.

مجموع المربعات الكلية = 
$$[(-0, Y)^T + (W)^T + (0, 2)^T + (Y)^T + (Y, 0)^T +$$

 ٦- يتم حساب بحد مربع مجموع الدرجات الخاصة بالأعمدة بالنسبة للطلاب مقسوماً على عدد أنواع القيادة (عدد الصفوف) - عدد القيم التي بالمربعات وهي ١٢ (أي عدد الصفوف ٣ × عدد الأعمدة ٤ = ١٢).

= 17 - 
$$\frac{((1)^{+}((1)^{+}((1)^{+}((1)^{+}((1)^{+})^{+})^{-})}{W}$$
 - 17 -  $\frac{((1)^{+}((1)^{+}((1)^{+})^{+})^{-}}{W}$ 

$$1 = 17 - 17 = 17 - \frac{79}{7} = 17 - \frac{\xi + 1 + 9 + 70}{7} =$$

 ٧- يتم حساب (مجـ) مربع مجموع الدرجات الخاصة بالصفوف بالنسبة لأنواع القيادة مقسوماً على عدد الطلاب (عدد الأعمدة) - ١٢ عدد القيم التي بالمربعات وهي ١٢ قيمة (عدد الصفوف ٣ × عدد الأعمدة ٤). مجموع المربعات بين أنواع القيادة = <u>[(-ه,١)'+(٢,٥)'+(٢,٥)'</u> – ١٢

$$= 17 - \frac{157,0}{\xi} = 17 - \frac{171 + 7,70 + 7,70}{\xi} =$$

 $Y\xi$ , AV = YY - YY, AV =

٨ ـ يتم حساب (مجـ) مجموع البواقي بالأعمدة وبالصفوف.

= 11 + 7, 0 + (5, 0) + 7 + (-1) + 7 + (-0, 3) + 0, + 7 + 1 = 0

11 = 0,0 - 74,0

٩\_يتم ضرب المجموع في الخطوات ٦، ٧، ٨ في × ١٠٠ كالأتي:

أ\_مجموع المربعات بين الطلاب = ١ × ١٠٠ = ١٠٠ .

ب \_ مجموع المربعات بين أنواع القيادة = ٢٤, ٨٧ × ١٠٠ = ٢٤٨٧.

جـ مجموع البواقي = ١٠٠ × ١٠٠ = ١٨٠٠.

١٠ ـ حساب درجات الحرية:

١ - درجة الحرية بين الطلاب = عدد الطلاب - ١ = ٤ - ١ = ٣.

٣-درجة حرية البواقي = عدد الطلاب + أنواع القيادة - ١ = ٤ + ٣ -

7=1-V=1

 ١١ ـ يتم قسمة مجموع المربعات في الخطوة رقم (٩) على درجة الحرية في الخطوة (١٠).

١٢ ـ يوضح الجدول الآتي نتائج تحليل التباين السابق.

متوسط مجموع المربعات	د. الحرية	مجـ المربعات	التباين بين :
88,8	٣	١	١ ـ بين الطلاب
1444.	۲	7274	٢ ـ بين أنواع القيادة
٣٠٠,٠	٦	14	٣ ـ بين البواقي
	11	£TVA ·	٤ - بح

١٣ ـ ولاختبار هل درجات الروح المعنوية تختلف حسب الطلاب يتم قسمة متوسط مجموع المربعات لدى الطلاب على متوسط مجموع مربعات البواقي.

> نسبة وفع بين الطلاب = متوسط مجموع العربعات لذى الطلاب متوسط مجموع مربعات البواقي

> > $\cdot$ , 111 =  $\frac{W^{\mu}, W}{W^{\mu}}$  =

١٤ ـ ولاختبار هل درجات الروح المعنوية تختلف حسب أنواع القيادة يتم قسمة متوسط مجموع المربعات الخاصة بالقيادة على متوسط مجموع مربعات البواقي.

نسبة دف، بين أنواع القيادة = متوسط مجموع العربعات الخاصة بأنواع القيادة ترسط مجموع مربعات البواقي

 $\xi$ ,  $1\pi = \frac{1779}{7..} =$ 

 ١٥ ــ القيمتين اللتين بالخطوتين السابقتين أقـل من الموجـودتين في جدول دلالة نسبة وف»(\*) وعلى هذا الأساس لا يوجد فرق دال بين الطلاب

 <sup>(\*)</sup> القيمة الأولى ١٩١١. • عند درجة حرية ٣ تباين كبير، ٦ تباين صغير وتساوي بالجدول ٢٠,٧٦ =

أو بين نوع القيادة في الروح المعنوية وبـذلك يرفض الفـرض الأساسـي
 ويقبل الفرض الصغرى.

#### حقائق هامة

يجب أن يوضع في الاعتبار الحقائق التالية:

القيم التي بالجدول الأصلي يمكن أن تكون متوسطات وينظر لكل متوسط
 منها على أنه درجة فردية لأن هذه المتوسطات قائمة على نفس عدد الأفراد.

٢ مقام المعادلة = عدد الصفوف × عدد الأعمدة.

۳ \_ التباين = مجموع المربعات لكل مصدر درجات الحرية لهذا المصدر

> ٤ \_ ف = تباين المصدر تبار الخطأ

(٢) الشكل الثاني

تحليل التباين المزدوج مع وجود أكثر من قيمة في كل صف وعمود

مثال: طبق باحث نفسي ثلاثة اختبارات تقيس الـذكاء اللفظي، والذكاء العملي، والذكاء العام على خمسة وأربعين تلميذاً مقسمين إلى ثلاث فئات حسب مستواهم الاجتماعي الاقتصادي. ويوضح الجدول الآتي درجاتهم في كل نوع من الذكاء.

عند ٥٠,٠٠ (١٩٨٨ عند ١٠,٠١ أما القيمة الثانية ٢١,١٣ عند درجة حرية ٢ تباين كبير، ٢
 تباين صغير وتساوي بالجدول ١١,٥ عند مستوى ٥٠,٠٥ عند مستوى ١٠,٠١.

مجـ (صفوف)	الذكاء العام	الذكاء العملي	الــذكاء اللفظي	الذكاء
	٨	٤	٣	(1)
	٩	٥	١	رب) المستوى الاجتماعي
	١.	٨	٤	الاقتصادي
	١.	١٠	٦	المرتفع
	۱۳	٨	٦	اعترضع
1.0	۰۰	٣٥	۲.	بج
	١٢	٥	٤	/W\
	٨	٦	٦	(Y)
	١٠	١٠	٦	المستوى الاجتماعي
	۱۲	٧	٩	الاقتصادي
	۱۳	۱۲	١٠	المتوسط
12.	00	٤٠	۳٥	ج
	٩	•	٣	
	٧	۰	۰	(٣)
	٨	٨	۲	المستوى الاجتماعي
	11	٧	۰	الاقتصادي
	١٠	١٠	١٠	المنخفض
1.0	٤٥	٧٥	40	بح
45.	10.	11.	۸۰	مجـ كلي (أعمدة)

والمطلوب معرفة هل هناك فرق لدى الطلاب في نوع الذكاء، أو هل يوجد

فرق في الذكاء بالنسبة للمستويات الاجتماعية الاقتصادية، وما هو التفاعل أي هل هناك تفاعل بين تأثير نوع الذكاء والمستوى الاجتماعي الاقتصادي، وبعبارة أخرى هل تأثير المستوى الاجتماعي الاقتصادي يكون مختلفاً في كل نوع من أنواع الذكاء.

#### الخطوات:

١ ـ حساب مجموع القيم للأعمدة أو للصفوف وهي تكون واحدة .

. مجموع القيم = ٣٤٠

٢ = حساب مجموع مربعات القيم التي بالجدول بتربيع كل قيمة من قيم الذكاء اللفظي في المسترى الاجتماعي الاقتصادي المرتفع ، ثم تربيع قيم الذكاء العملي ثم الذكاء العام في نفس المستوى ثم الانتقال إلى قيم كل نوع من الذكاء في المستوى الاجتماعي الاقتصادي المتوسط ثم في المستوى الاجتماعي الاقتصادي المنخفضة على النحو الآتي :

$$= [(7)^{7} + (1)^{7} + (2)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}] +$$

$$+ [^{\Upsilon}(\Lambda) + ^{\Upsilon}(1 \cdot) + ^{\Upsilon}(\Lambda) + ^{\Upsilon}(\bullet) + ^{\Upsilon}(\xi)]$$

$$+ ['(1'') + '(1') + '(1') + '(1') + '(1')] + '(1')$$

$$+ [^{\tau}(\Upsilon) + ^{\tau}(\Upsilon) + ^$$

٣- يتم حساب مربع مجموع الأعمدة (بين الذكاء) مقسوماً على عدد القيم في المستوى الاقتصادي الواحد وهو ١٥ (عدد الصفوف ٥ × عدد الأعمدة ٣ = ١٥).

$$\text{YVTW}, \text{WW} = \frac{\text{$t$} \cdot \cdot \cdot \cdot}{\text{$10$}} = \frac{[\text{$Y$} \circ \cdot \cdot + \text{$Y$} \circ \cdot \cdot + \text{$7$} \circ \cdot \cdot]}{\text{$10$}} =$$

٤ - يتم حساب مربع المجموع في الصفوف مقسوماً على عدد القيم في المستوى الاقتصادي (كالسابق: عدد الصفوف × عدد الاعمدة).

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية =

مربع مجموع القيم في صفوف المستوى عدد القيم في المستوى الاقتصادي الاجتماعي (عدد الأعمدة ٣ × عدد الصفوف ٥)

$$=\frac{[(\circ \cdot 1)' + (\cdot 7/1)' + (\circ \cdot 1)']}{\circ 1}$$

 م ـ يتم حساب مربع مجموع أعمدة اللذكاء في كل مستوى من المستويات الاجتماعية الاقتصادية وقسمة الناتج على عدد الصفوف وهي خمسة في المستوى الواحد.

#### مجموع مربع أعمدة الذكاء في كل مستوى -

$$= \frac{\cdots + \circ \gamma \gamma + \circ \gamma$$

444 = 1440.

 ٦ - يتم حساب مجموع المربعات الكلية بطرح مربع مجموع درجات الجدول مقسوماً على مجموع عدد القيم بالجدول (جميع الصفوف وعددها ١٥ × عدد الأعمدة ٣ = ٤٥) من مجموع مربعات القيم.

مجموع المربعات الكلية = مجموع مربعات القيم (بالخطوة رقم ٢) \_

 $\Psi \Psi \Psi V$ , V = VOIA,  $AA - VAII = \frac{V(\Psi E \cdot)}{VOIA} - VAII =$ 

٧ - يتم حساب مجموع المربعات بين أنواع الذكاء بطرح مربع مجموع درجات الجدول على مجموع عدد الدرجات (القيم) بالجدول من مجموع مربعات الأعدة بين الذكاء.

مجموع المربعات بين الذكاء = مجموع مربعات الأعمدة بين الذكاء

(الخطوة رقم ٣) مربع مجموع قيم الجدول (الخطوة ١) عدد القيم بالجدول

 $=\frac{\sqrt{(\pi \xi \cdot)}}{4\pi}-\gamma\gamma\gamma\gamma\gamma, \gamma\gamma\gamma=$ 

178,88 = 4074,44 - 444,45 =

٨ - يتم حساب مجموع المربعات بين المستويات الاقتصادية بطرح مربع مجموع القيم بالجدول (الخطوة رقم ١) مقسوماً على عدد القيم بالجدول من مجموع المربعات في الخطوة رقم (٤).

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية = ٢٥٩٦,٦٦ -٢٧.٧٨ = ٧٥٦٨,٨٨

٩ - يتم حساب مجموع مربعات البواقي بطرح مربع مجموع أعمدة الذكاء (الخطوة رقم (٥) من مجموع مربعات القيم (الخطوة رقم ٢) مجموع مربعات القيم مربع مجموع أعمدة الذكاء = ٢٩٦٦ - ٢٧٧٠ - ١٩٦١.

١٠ ـ يتم حساب التفاعل بطرح مجموع مربعات الذكاء (الخطوة رقم (٧) مضافاً لها مجموع المربعات بين المستويات الاقتصادية (الخطوة رقم (٨) ومضافاً لها كذلك مجموع مربعات البواقي (الخطوة رقم ٩) من مجموع المربعات الكلية (الخطوة رقم ٩).

التفاعل = مجموع المربعات الكلية \_ مجموع مربعات الذكاء +

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية + مجمـوع مربعات البواقي = ٣٩٧,١٢ - (٣٩٠,٧٢ + ١٩٢)

ويشير التفاعل Interaction إلى الأثر المشترك الذي يعـزى لمصـادر التباين وهما في حالة تفاعل

 $. \wedge, q \cdot = \forall \land \land, \Upsilon \Upsilon - \forall q \lor, \Upsilon \Upsilon =$ 

١١ ـ يتم حساب درجات الحرية .

أ\_درجات الحرية بين الذكاء = ٣ - = ٢.

٢ = ١ - ٢ = ١ - ٢ = ٢ .

جــدرجات الحرية الخاصة بالتفاعل = ٥ - ١ = ٤.

د ـ درجات الحرية الخاصة بالبواقي = ٤٥ - ٩ = ٣٦.

حيث درجات حرية التفاعل تمثل العـند في كل نوع من الـذكاء في المستوى، وحرية البواقي تمثل العدد الكلي للطلاب وهو ٤٥ مطروحاً منه أنواع الذكاء في المستويات الثلاثة وهو ٩.

 ١٢ ـ يوضح الجـ دول التالـ نتائـج تحليل التباين بين الـ ذكاء والمستويات الاجتماعية الاقتصادية والتفاعل بينها وذلك بقسمة مجموع المربعات على درجة الحرية المقابلة له في الجدول.

متوسط المربعات	د. الحرية	مجـ المربعات	التباين بين:
۸۲,۲۲	۲	172,22	۱ ـ الذكاء
۱۳,۸۹	۲	۲۷,۷۸	٢ ـ المستويات الاقتصادية
۲,۲۲	٤	۸,٩٠	٣ _ التفاعل
0, 11	· <b>ሦ</b> ፕ	197	٤ ـ البواقي
	ŧŧ	<b>79</b> 7,17	ه ـ محـ

#### اختبار دلالة الفرق

 ١ ـ دلالة الفرق بين الطلاب في الذكاء = نسبة «ف» = متوسط مجموع مربعات الذكاء متوسط مجموع مربعات البواقي

 $10,11 = \frac{\Lambda Y, YY}{0, \xi \xi} =$ 

وقيمة (ف» بالجدول عند درجة حرية ٢، ٣٦ عند تبـاين صغير ٣٦، وتباين كبير ٢ تساوي ٣, ٢٦ عند ٥, ٠٥، ٥ عند ٥، ١٠ أي يوجد فرق بين أنواع الذكاء.

٢ \_ دلالة الفرق في الذكاء بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية نسبة

 $\frac{1}{2}$  هن =  $\frac{1}{2}$  متوسط مجموع مربعات المستوى الاجتماعي الاقتصادي متوسط مجموع مربعات البواقي

نسبة «ف» = <u>١٣,٨٩</u> = ٥٥,٢

وقيمة (ف» بالجدول عند درجة حرية ٢، ٣٦ (إرجع إلى ١ دلالـة الفرق في الذكاء). ونسبة وف، الناتجة وهي ٢,٥٥ أقل من تلك الموجودة في الجدول أي أن الفرق غبر دال إحصائياً.

٣ ـ دلالة التفاعل = متوسط مجموع مربعات التفاعل متوسط مجموع مربعات البواقي

•, 
$$\xi \cdot \Lambda = \frac{\gamma, \gamma\gamma}{0.11} =$$

والموجودة في الجدول عند ؛ (تباين كبير) ، ٣٦ (تباين صغير) تساوي ٢٠٦٣ عند ٥٠.٥ ٣٠٨٩ عند ٢٠.١٠

والقيمة الناتجة أقل من التي بالجـدول إذاً لا يوجـد تفاعـل بين تأثير المستوى الاجتماعي الاقتصادي وبين الذكاء.

# دلالة الفرق بين المتوسطات الحسابية في تحليل التباين

يمكن اختبار دلالة الفرق بين المتوسطات الحسابية في الـذكاء كمـا .

۱ ـ متوسط الذكاء اللفظى =  $\frac{\Lambda}{\Lambda}$  = ۳۳, ه

٧, ٣٣ = 11 - متوسط الذكاء العملي = 11 - ٧, ٣٣

٤ - المتوسط العام = ٣٤٠ = ٥٥, ٧

الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي =

متوسط مجموع مربعات البواقي العدد بالنسبة لأحد أنواع الذكاء (عدد الصفوف جميعاً)

٦ - لحساب دلالة الفرق بين أي متوسطين حسابين من المتوسطات السابقة في ١ أو ٢ أو ٣:

مثال: بين الذكاء اللفظي

م ۱ - م ۲ 
$$^{-}$$
 با  $^{-}$  الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي منوسط مربع البواقي  $^{\times}$  ۲ الخطأ المعياري المتوسط الحسابي مناسط مجموع مربع البواقي  $^{\times}$  ۲ الخطأ المعياري المتوسط الحسابي

أ ـ الفرق بين الذكاء اللفظى والذكاء العملى

$$=\frac{\gamma}{13.0}\sqrt{100} = \frac{\gamma}{100} = \frac{\gamma}{100$$

. 7,40 =

قيمة «ت» بالجدول عند درجة حرية ٣٦ تساوي ٢,٠٢٠ عند مستوى ٢,٠٠٠ عند مستوى ٢,٠٠١ عند مستوى ٢,٠٠١ عند مستوى وبذلك يكون الفرق بين الذكاء اللفظي والذكاء العملي دال عند مستوى

## ثالثاً: تحليل التباين

# (۱) ذو الثلاثة اتجاهات مع وجود قيمة واحدة بكل مربع (البارامترى)

#### Three-Way Analysis of Variance

رأينا في تحليل التباين ذو الاتجاهين أن الذكاء ينقسم إلى ثلاثة أنواع وأن المستوى الاجتماعي الاقتصادي ينقسم بدوره لثلاثة مستويات.

ولا يقتصر الأمر بالنسبة للمتغيرات المدروسة على ذلك بل يمكن أن يهدف الكشف عن دلالة الفرق على وجود أقسام أخرى في جدول النتائيج كأن تشمل العينة بالنسبة للمثال السابق (\*) في كل نوع من الذكاء على ذكور وإناث أو على ريف وحضر.

#### مثال:

طبق باحث ست وسائل من الوسائل التعليمية هي: المحاضرة، المناقشة، الأفلام، الخرائط، السبورة، البروجكتور، وذلك على أربع مجموعات من الطلاب بكليات الآداب والزراعة والتجارة والهندسة، وكل مجموعة من الأربع كانت تتعلم مادة من المواد تحت ظرفين من الظروف أحدهما فيه ثواب والآخر فيه عقاب. وكانت نتائجهم في تلك المادة التي يتعلمونها كما نص الجدول الآتي:

<sup>(\*)</sup> أنظر الشكل الثاني من تحليل التباين المزدوج.

					_		_		_	_
, , , , , ,	%	5	٦	4	4	7	~	~	م. تها	طلاب الهندسة
۲۱,۱۷	444	17	۰	•	*	7	~	a	ثواب	طلاب
14,14	š	7.	7	-1		*	4	•	عقاب	طلاب التجارة
۲۳,۱۷	174	۲٥	-	<	بر	بر	-	~	ثواب	طلاب
۱۳,۸۳	<b>ک</b> ر	1	7	~	٦	~	•	•	عقان	طلاب الزراعة
4, TV 11, 1V 1F, 1V 1F, 1V 1F, AF TO, 1V 4, TV TY, TV	101	79	٤	*	7	<	•	,	ثواب	طلاب
۸۲,۱۶	٥٨	1/4	ł	~	٦.	٦	4		عقاب	طلاب الأداب
۸۱, ۱۸	14.1	۲٥	٤	-	<	4	~	٦	ثواب	ظلاب
مجموع مربع القيم ÷ ١	مجموع مربع القيم بالجدول	مجموع القيم	٦ ـ البروجكتور	٥ - السبورة	٤ - المغرائط	٣ ـ الأفلام	٧ _ المناقشة	١ - المحاضرة	الظروف وسائل التعليم	الكليات

#### الخطوات:

$$= 771 + 101 + 101 + 101 + 101 + 101 + 101 + 101 + 101 = 101$$

٧ ـ حساب مجموع المربعات الكلية .

$$= r + \lambda - \frac{(3 \wedge r)^{7}}{r \times \lambda} = r + \lambda - \frac{r + \lambda + \gamma}{\lambda^{3}}$$

يتم تكوين جدول يشمل مجموع الثواب ومجموع العقاب في الكليات المختلفة بالنسبة لكل وسيلة من الوسائل التعليمية الستة على النحو الآتي: (فمثلاً الوقم ٢٢ يساوي مجموع الثواب في الآداب ٦ + الزراعة ٦ + التجارة ٤ + الهندسة ٢ - ٢٢) وهكذا الباقي.

المجموع	(٦) البروجكتور	(٥) السبورة					الوسائل الظروف
1 · 7 VA	18	17	٧٠	19	18	14	۱ - ٹواب'* <sup>)</sup> ۲ - عقاب'** <sup>)</sup>
۱۸٤	77	٨٨	۳۱	۳۱	٧٨	٤٠	المجموع

أ ـ يتم حساب المربعات بين الظروف.

$$=\frac{(7\cdot1)^7+(\Lambda Y)^7}{\Gamma \times \frac{3}{2}} - \frac{(\frac{3}{2}\Lambda I)^7}{2 \times \frac{3}{2} \times Y} = \frac{\Gamma Y Y I I + \frac{3}{2}\Lambda \cdot \Gamma}{\frac{3}{2}Y} - \frac{\Gamma \circ \Lambda Y Y}{\Lambda \frac{3}{2}}$$

17, TT = 
$$\vee \cdot \circ$$
, TT -  $\vee \cdot \circ$ , TT =  $\vee \cdot \circ$ , TT -  $\frac{1 \vee \text{TT} \cdot \cdot}{\text{Y$\xi$}}$  =

ب \_ يتم حساب المربعات بين الوسائل.

<sup>(\*)</sup> حيث أن قيم النواب بهذا الجدول أصلها في الجدول السابق فالقيمة ٢٢ هي مجموع قيم الثواب الموجودة في الصف الخاص بوسيلة المحاضرة لذى طلاب الكليات المختلفة كالآمر: ٣ + ٢ + ٤ + ٢ = ٢٧ وهكذا باقي قيم الثواب بالنسبة لباقي وسائل التعليم.

 <sup>(</sup>هه) و بنفس الصورة من قيم الثواب يتم حساب قيم العقاب فالقيمة ١٨ حاصل جمع: ٤ + ٥ +
 ٥ + ٤ = ٨١.

$$= \frac{(\cdot 3)^{1} + (\lambda 7)^{1} + (17)^{1} + (17)^{1} + (\lambda 7)^{1} + (17)^{1}}{7 + 7} - \frac{(3\lambda 1)^{1}}{\lambda 3}$$

$$= \frac{(\cdot 3)^{1} + (\lambda 7)^{1} + (17)^{1} + (\lambda 7)^{1} + (\lambda 7)^{1}}{\lambda} - \frac{(3\lambda 1)^{1}}{\lambda 3}$$

جـ ـ يتم حساب مجموع المربعات الكلية .

$$=\frac{{}^{\tau}(1 \wedge \xi)}{\xi \wedge}-\frac{{}^{\tau}(1 \wedge \gamma)+{}^{\tau}(1 \wedge \gamma)+{}^{\tau}(1 \wedge \gamma)+{}^{\tau}(1 \wedge \gamma)}{\xi}$$

143 + 171 + 171 + 184 + 177 + 774 + 177 + 177 + 171 + 1

$$TA$$
,  $TV = V \cdot 0$ ,  $TT - V \in E = V \cdot 0$ ,  $TT - \frac{Y \cdot 4 \sqrt{7}}{EA} = \frac{TT \cdot A \cdot 7}{EA}$ 

د ـ مجموع مربعات تفاعل الوسائل × الظروف = ۳۸, ۲۷ – (۲، ۱۵، ۲ + ۱۲, ۳۳) = ۲۸, ۲۷ – ۲۸, ۱۷ = ۲، ۹۲

٩ ـ يتم عمل الجدول الآتي الممثل لمجموع الثواب على حدة ومجموع العقاب على حدة في كل كلية (أنظر المجموع في الجدول الأول) كالآتي:

المجموع	(٤) الهندسة	(٣) التجارة	(٢) الزراعة	(۱) الآداب	الظروف الكليات
1.7	**	70	79	40	١ ـ الثواب
٧٨	۱۸	۲۱	۲١	۱۸	٢ ـ العقاب
۱۸٤	٤٥	٤٦	٥٠	٤٣	المجموع

أ ـ يتم حساب مجموع المربعات بين طلاب الكليات.

$$=\frac{(73)^{7}+(73)^{7}+(63)^{7}}{1}-\frac{(31)^{7}}{1}$$

$$= \frac{P3 \wedge l + \cdots + r / l + o \cdot \cdot \cdot}{43} - \frac{r o \wedge \gamma \gamma}{43}$$

$$Y, Y = V \cdot 0, TT - V \cdot V, o \cdot = V \cdot 0, TT - \frac{\Lambda \xi q \cdot}{Y} =$$

 $= \frac{\text{a.u.s.}}{\text{a.u.s.}} - \frac{\text{a.u.s.}}{\text{a.u.s.}} - \frac{\text{a.u.s.}}{\text{a.u.s.}} - \frac{\text{b.u.s.}}{\text{a.u.s.}}$ 

$$=\frac{(7.1)^{7}+(1.1)^{7}}{37}-\frac{(3.1)^{7}}{13}$$

$$=\frac{r \gamma r r + 3 \lambda \cdot r}{r^2} - \frac{r \alpha \lambda r r}{\lambda 3} = \frac{r \gamma \gamma r r}{r^2} - \frac{r \gamma \gamma r}{r^2} = \frac{r \gamma \gamma r}{r^2} - \frac{r}{r^2} + \frac{r}{r} $

$$-\frac{1}{1}(1\lambda) + \frac{1}{1}(11) +$$

$$14,70 = 0.0,70 = 0.00,70 = 0.00,70 = 0.00,70 = 0.00,70 = 0.00$$

د ـ مجموع مربعات تفاعل الكليات × الظروف =

مجموع المربعات الكلية \_ (مجموع المربعات بين الكليات +
 مجموع المربعات بين الظروف)

$$1, YV = 1A, 0 \cdot - 19, TV = (17, YY + Y, 1V) - 19, TV =$$

 ١٠ ـ يتم عمل الجدول الآتي والذي يشمل جمع الدرجات في كل من الظرفين في كل كلية معاً كالآتي :

المجموع	الهندسة	التجارة	الزراعة	الآداب	الكليات الوسائل
٤٠	1.	٩	11	1.	١ ـ المحاضرة
YA	٨	٣	١٠	٧	٢ ـ المناقشة
۳۱	٦	١٠	٩	٦	٣ ـ الأفلام
۳۱	٧	١٠	۰	٩.	٤ ـ الخرائط
44	٧	١٠	٨	٣	٥ ـ السبورة
77	٧	٤	٧	٨	٦ ــ البروجكتور
14.5	٤٥	٤٦	۰۰	٤٣	المجموع

$$\frac{{}^{\intercal}(1 \wedge \xi)}{\xi \lambda} - \frac{{}^{\intercal}(\Upsilon \Upsilon) + {}^{\intercal}(\Upsilon \Lambda) + {}^{\intercal}(\Upsilon \Lambda) + {}^{\intercal}(\Upsilon \Lambda) + {}^{\intercal}(\Upsilon \Lambda) + {}^{\intercal}(\xi \cdot)}{\Upsilon \times \xi} =$$

ب ـ مجموع المربعات بين الكليات.

$$V \cdot \circ , \Upsilon \Upsilon - \frac{{}^{\intercal}(\xi \circ) + {}^{\intercal}(\xi \uparrow) + {}^{\intercal}(\circ \cdot) + {}^{\intercal}(\xi \Upsilon)}{Y \times \gamma} =$$

$$\frac{-\text{ WEV} + \xi \cdot 7 + \xi \xi \cdot + \text{ WM}}{\text{V}} = \text{V} \cdot \text{o}, \text{WW} - \frac{\Gamma'(\text{V}) + \Gamma(\text{V}) + \Gamma(\text{V$$

د\_مجموع مربعات تفاعل الوسائل × الكليات = ٦٠,٦٧ – (٢٠,٤٢) + ٢,١٧) ٢٠,٦٧ – ٢٠,٥٩ = ٣,٩٢ ١١ ـ فيما يلي جدول النتائج النهائية .

	د. الحرية (*)	مجـ المربعات	
۲۱,۰۰	o = 1· - 7	1.0, 27	۱ ـ بين الوسائل
٠,٧٢	<b>4</b> = 1 - \$	۲,۱۷	٢ _ بين الكليات
17,77	1 = i - Y	17,44	٣ ـ بين الظروف
٣, ١٢	١٥	٤٣,٩٢	\$ _ تفاعل الوسائل × الكليات
	<b>7 = 7 - 7 = 7 - 7 + 5</b>	١,٢٧	ه ـ تفاعل لكليات×الظروف
١,٣٨	o = 4-V	7,97	٦ ـ تفاعل
٠,٥٥	١٥	۸,۳۹	٧ ـ البواقي
	777	۱۸٤	٨_المجموع

(حساب البواقي يتم بجمع من ١ ـ ٦ في الجدول وطـرح الناتــج من ١٨٤

<sup>(</sup>ه) عدد درجة حرية الوسائل (عدد الوسائل - ۱)، درجة حرية الكليات (عدد الكليات (عدد صفوف درجة حرية الوسائل × الكليات (عدد صفوف الوسائل + عدد أعمدة الكليات + عدد أعمدة الظروف - ٣ = ٢ + ٤ + ٨ - ٣ (واحد للوسائل وواحد للكليات + عدد أعمدة الظروف - ٣ = ٥١)، درجة حرية الكليات × الظروف (عدد الكليات + عدد الظروف - ٣)، درجة حرية الوسائل × الظروف (عدد الفسائل + عدد الظروف - ٣)، درجة حرية الوسائل × الظروف (عدد الوسائل + عدد الظروف - ٣).

الناتجة في الخطوة رقم £ بعد الجدول الأول).

 $^{*}$  ۳۸, ۱۸ =  $\frac{^{*}}{^{*}}$  ه.  $^{*}$  ا سين الوسائل =  $^{*}$ 

۱،۳۰ =  $\frac{\cdot \cdot \vee \cdot \vee \cdot}{\cdot \circ \circ \cdot \circ \cdot}$  = ۱،۳۰ من الكليات

۳ ـ «ف» بين الظروف= ١<u>٦٠.٣٣</u> = ٢٩,٦٦

 $0,7V = \frac{4.17}{0.00} = \frac{4.17}{0.00}$  دف» تفاعل الوسائل × الكليات

٥ ـ «ف» تفاعل الكليات × الظروف = مه. تفاعل الكليات ×

 $\Upsilon, \circ \cdot = \frac{1.7 \Lambda}{0.00} = \frac{1.7 \Lambda}{0.00}$  الظروف =  $\frac{1.7 \Lambda}{0.00}$ 

الدلالة بالنسبة للوسائل: قيمة «ف» بالجدول عند درجتي حرية الوسائل (٥، ١٥) تساوي ٢,٩ عند ٢٠,٠٥، ١,٥٥ عند ٢٠,١ وبما أن قيمة «ف» الوسائل هي ٨,٨٨ أكبر إذا الفرق دال عند ٢٠,١

الدلالة بالنسبة للكليات: قيمة «ف» بالجدول عند درجتي حرية الكليات (٣، ١٥) تساوي ٣,٢٩ عند ٥،٠،٠ ٢،٢٥ عند مستوى ٠،٠١ . وبما أن قيمة «ف» للكليات هي ٣,١ فإن الفرق غير دال.

الدلالة بالنسبة للظروف: قيمة «ف» بالجدول عند درجتي حرية الظروف (١٥٠١) أقل من الناتجة وهي ٢٩,٦٦ إذاً الفرق دال عند ٢٠,٠١

الدلالة بالنسبة لتفاعل الوسائل × الكليات: الفرق دال عند ٢٠,٠١ لأن القيمة الناتجة وهي ٢,٦٥ أعلى من الموجودة بالجدول.

الدلالة بالنسبة لتفاعل الكليات × الظروف: الفرق غير دال لأن القيمة الناتجة وهي ٤٥, • أقل من الموجودة في الجدول.

الدلالة بالنسبة لتفاعل الوسائل × الظروف :

الفرق غير دال لأن القيمة الناتجة أقل من الموجودة بالجدول.

**(Y)** 

# تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات مع وجود أكثر من قيمة في كل صف وعمود (البارامتري)

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعتين من الأطفال الرضع أحدهما بالريف والأخرى بالحضر، وقد أرضعت كل مجموعة بأحد طرق الرضاعة الثلاث الآتية: عن طريق الثلاي، عن طريق الزجاجة، عن طريق الشدي والزجاجة معاً، كما أن كل مجموعة من مجموعات الرضاعة انقسمت إلى ثلاث مجموعات عمرية هي: ٣ ثلاثة شهور، ٣ سنة شهور، ١٧ إثني عشر شهراً. فهل يختلف التأزر البصري الحركي لدى هؤلاء الأطفال الرضع حسب طريقة الرضاعة، وحسب عمر الطفل، وحسب بعد الريف الحضر. كما تتضح نتائج تلك الدراسة في الجدول الآتي:

٦ -		0	~	4	7	۲ شهور	
- 1		4	0	*	3	۱۲ شهر	ا التين التين
٦ ٦	11	٦	4	1	4	٦ شهور	الرضاعةبالاثنين
- 4	1 1	4	4	*	4	٣ شهور ٦ شهور ١٢ شهر ٣ شهور ٢ شهور ١٧ شهر ٢ شهور ١٧ شهر ٣ شهور	
m 0	4 4	-	*	4	4	٦ شهور	الرضاعة بالزجاجة
		-	4	٦	4	۲ شهور	الرض
	0 M	7	1	•		۱۲ شهر	ي
۴ ۲	0 0	٦	4	1	٦.	٦ شهور	الرضاعة بالثلي
~ 4	0 -1	۲	7	٥		۲ شهور	
	۲ حضر		الم	•		الويف - العضر	طريق الرضاحة

١ ـ يتم تكوين جدول من السابق يتضمن مجموع قيم الريف في كل
 عمر معاً، ويتضمن كذلك مجموع قيم الحضر في كل عمر معاً أيضاً كما يلي :

٣ شهور ٦ شهور ١٢ اشهر ٣ شهور ١٦ شهر ١ شهر ١٣ شهر ١٨ شهر	//»;
	·27
10 10 1. 17 1. A 12 1. 12 C	۱ ــرية د

#### ٢ ـ يتم حساب مجموع المربعات الكلية .

مجموع المربعات الكلية = مربع العدد في كل صف (٨ صفوف × ٩ أعمدة) في الجدول الأول ـ مربع المجموع الكلي للقيم في الجدول الثاني ٨ صفوف × ٩ أعمدة

$$= [(3)^{2} + (7)^{2} + (3)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (3)^{2} + (7)^{2}]$$

$$+ [(0)^{2} + (7)^{2} + (9)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (3)^{2} + (3)^{2} + (7)^{2}]$$

$$+ [(7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2}]$$

$$+ [(7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2}]$$

$$+ [(7)^{2} + (7)^{2} + (3)^{2} + (3)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2}]$$

$$+ [(9)^{2} + (9)^{2} + (3)^{2} + (3)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2}]$$

$$+ [(9)^{2} + (9)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2}]$$

$$+ [(7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2} + (7)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2} + (1)^{2} + (1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2} + (1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2} + (1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2} + (1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2} + (1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2} + (1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2} + (1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2} + (1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2}]$$

$$+ [(1)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2}]$$

$$+ [(2)^{2$$

$$\frac{12 + 10 + 17 + 10 + 10 + 10 + 10 + 1 + 17 + 1 + 1 + 12 + 1 + 12}{VY} - V90 =$$

$$\frac{\mathsf{T}(\mathsf{TTT})}{\mathsf{VT}} - \mathsf{VAO} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A} + \mathsf{TT} + \mathsf{I} \cdot \mathsf{A} + \mathsf{I} \circ \mathsf{A} + \mathsf{I} \circ \mathsf{A} + \mathsf{I} \circ \mathsf{A})}{\mathsf{T}(\mathsf{A} + \mathsf{TT})}$$

1.8, 47 = 79, 78 - 790 =

٣ ـ مجموع المربعات بين المجموعات =

(01)" + (1")"

مجموع المربعات داخل المجموعات = ۳۲٬۰۷ - ۳۲٬۰۷ = ۷۲٬۲۵.

#### ٤ - ويوضح الجدول الآتى النتائج السابقة.

	متوسط مجموع المربعات	د. الحرية	مجمــوع المربعات	التباين بين:
I	١,٨٨	17 = 1 - 17	47,00	١ ـ بين المجموعات
	١,٣٣	0 £	٧٢,٢٥	٢ ـ داخل المجموعات(البواقي)
I		٧١	1.5,47	

٥ ـ يتم جمع العدد في كل طريقة من طرق الرضاعة بجميع الأعمار في كل من الريف والحضر كما يتبين بالجدول الأتي:

المجموع	الثـــدي والزجاجة معأ	الزجاجة	الثدي	طريقة الرضاعة ديف ـ حضو
۱۰۸	٤٠	٣٠	۳۸	١۔ريف
110	۳۱	٣٨	٤٦	۲ ـ حضر
774	٧١	٦٨	٨٤	

٦ ـ مجموع المربعات الكلية =

$$(^{(Y)})^{+} + (^{(Y)})^{+} + (^{(Y)})^{+} + (^{(Y)})^{+} + (^{(Y)})^{+} + (^{(Y)})^{+}$$
  $^{(Y)} \times (^{(Y)})^{+} \times (^{(Y)})^$ 

$$1\xi$$
,  $\forall Y = \forall 9$ ,  $\forall A - \forall \cdot 0$ ,  $\xi 1 = \forall 9$ ,  $\forall A - \frac{A\xi 70}{\forall Y} = 0$ 

$$= 79.77 - \frac{7500}{77} =$$

$$-1$$
 -  $-1$  -

٩ ـ مجموع مربعات تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر = مجموع

المربعات الكلية - (مجموع المربعات بين الريف والحضر + مجموع المربعات بين أساليب الرضاعة) =

 ١٠ ـ يتم جمع العدد في كل فشة عمرية بالريف والحضر كما في الجدول التالي:

المجموع	۱۲ شهر	۲ شهور	۳ شهور	العمر ريف ـ حضر
۱۰۸	٤١	40	44	رىف
110	44	££	44	حضر
774	٧٣	٧٩	٧١	المجموع

١١ ـ مجموع المربعات الكلية =

$$= 79.7 + \frac{(mr) + (42) + (mr) + (41) + (41) + (mr)}{(r)}$$

$$1 \cdot , YT = 79 \cdot , 7A - V \cdot \cdot , 91 = 79 \cdot , 7A - \frac{AE11}{17}$$

$$-\frac{'(VT) + '(V4) + '(V1)}{Y_{\xi}} = NT$$

١٣ ـ مجموع المربعات بين الريف والحضر ≈ (نفس نتيجة الخطـوة رقم ٧) = ١،٦٨١ . •

14 مجموع مربعات تفاعل الأعمار × الريف خضر = ١٠, ٢٣ -

$$\Lambda$$
,  $1 \cdot 9 = 7$ ,  $171 - 1 \cdot$ ,  $777 = ( \cdot , 7 \wedge 1 + 1 , \xi \xi \cdot )$ 

١٥ ـ يتم عمل الجدول الآتي أساليب الرضاعة والعمر من الجدول
 الثاني الذي تم تكوينه من الجدول الأول.

المجموع	الشــديوالزجاجة	الزجاجة	الثدي	اساليب الرضاعة العمر
٧١	٧٠	**	44	۳ شهور
٧٩	47	40	77	٦ شهور
٧٣	74	۲۱	44	۱۲ شهر
774	٧١	۸۲	٨٤	المجموع

١٦ ـ مجموع المربعات الكلية =

$$= 79 \cdot , 7 \wedge -\frac{0771}{\wedge} = 79 \cdot , 7 \wedge -$$

۱۷ \_ مجموع المربعات بين الأعمار = (نفس النتيجة في الخطوة رقم 1.10 = 1.10

 ١٨ ـ مجموع المربعات بين أساليب الرضاعة = (نفس النتيجة في الخطوة رقم ٨) = ٢,٠٢.

١٩ مجموع مربعات تفاعل الأعمار × أساليب الرضاعة = ١٢,٩٤ - ١٢,٠٤٤.
 ١٩ - ١١,٩٤ - ١١,٩٤ - ١١,٩٤٤.

٢٠ ـ يتم من النتائج السابقة عمل جدول تحليل التباين الأتي:

	د . الحرية	مجمــوع المربعات	التباين بين:
٣,٠١٠	۳=1-۴	٦,٠٢	بين أساليب الرضاعة
1,77,1	1=1-4	٠,٦٨١	بين الريف ـ الحضر
٠,٧٢٠	Y=1-4	1,88.	بين ألأعمار
٤,٠١٠	Y=1-4	۸,۰۲	تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر
٤,٠٥٤٠	Ý=1-4	۸,۱۰۹	تفاعل الريف حضر × الأعمار
	£=Y-7	٤,٤٨٠	تفاعل الأعمار × أساليب الرضاعة
٠,٨٣٠	£=٣-٧	٣,٣٢	تفاعل أساليب الرضاعة × الريف
			حضر × الأعمار
١,٣٣	٥٤	٧٢,٢٥	البواقي
		1.5,47	المجموع الكلي

والبواقي التي في الجدول السابق هي نفسها البواقي التي في الجدول الموجود بالخطوة رقم  $\frac{1}{2}$ . وقد استخرج تفاعل أساليب الرضاعة  $\times$  الريف حضر  $\times$  الأعمار بجمع مجموع المربعات من 1-7+1 البواقي وطرح الناتج من المجموع الكلى .

وبالكشف عن دلالة نسبة «ف» نجد أنها داللا فقط بالنسبة لما يلي:

١ ـ تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر.

٢ ـ تفاعل الريف حضر × الأعمار.

(\*) حيث إن أساليب الرضاعة ٣ + الريف حضر ١ + الأعمار ٣ = ٧.

جداول قیم نسبة «ف»

Ą					کور	این ات	ع . ا							در <del>-</del> مر
N.Y.	١٧	11	÷	•	4	٧	٠	٠	ŧ	٣	۲	`	1	ij
	741													П
	۱۹۰۶۱ ۱۹۰۶۲													
:;:;	4٧٠٨ • مر٧ ٢	۲۷ر۸ ۲۲ر۲۷	۸۷۸ ۲۲ر۲۷	۸۸۱ ۲۷٫۳۱	17529	۸۸۸ ۲۷٫۲۷	451 E Y Y51 I	۹ م د ۹ ۲۸ م ۲۶	4017 74541	457A ۲4587	مره ۲۰۰۸	1 -215 71217	7	
:;:;	۹ ۹ ره ۲۷ ره ۱	۹۹ره ۱۱رهٔ ۱	۱۹ره ۱۹ره	۲ ۱	ع برر عددا	7,0 4 18,98	1717 11روو	7.577 30,05	75F4 1858A	V=1	7.7.1 1.0	474.	١	
:;:;	1,714	1,4.	۱۰۰۱ ۱۰۰۰	1.71. E747	۲۸ <i>۱</i> ۶ ۲۲ر۱۰	۸ مر ا ۱۰ اد ۱۰	ه ارا ۱۰٫۲۷	ه دره ۱۰٫۹۷	4 اره 1474 ا	3) ( ) 1 ( ) ( )	۵٫۷۹ ۲۶٫۲۷	7071 2071	ŀ	
	1, Y,Y											077 1757E		3
•,••	7,44	7,1. 1,08	7,78 1,78	4,7A 7,71	7,V7 1,A 6	۲,۷۹ ۷,۰۰	7,4¥ 7,1%	7,4 Y 7,4 Y	6,14 A,4a	1,T0 A,E0	ξ,γι 4,α•	4,49 ۲۵۲۵	٧	3
	7,5A 1,74													Į,
:;:;	7,.Y	751 ·	7,17 7,17	7,1 A 0,70	7,77	7,71 0,17	7,7¥	7,8A 1,•1	7,27 7,67	7,47 7,44	6,77 4,47	10.00 X	٠	
	1,41 1,71													
.,.1	1, 11 1, 1	7,47 1,£7	۲٫۸٦ 1,01	7,4. 2,77	7,4 e 1,7 f	7,•1 4,44	₽,+ Q 0,+ Q	4,4. 4,44	7,77 7,77	7,09 1,17	7,4A 7,7.	1,41 1,70	"	
:;:;	4,74 4,17	1,Y1	1,Y7 1,T·	۰۸,7 ۲۲,2	۲,۸۰ ۱,۰۰	1,17	7, 1,47	7,11 9,07	7,4 1 1,6 1	7,14 0,40	7,44 7,47	5.77 UTT	17	
:;:;	7,7. 7,97	1,17 1,+7	1,7V 1,1•	7,47 6,19	1,44 1,5 ·	7,41 1,11	7,47 ,17	7,•7 (jA)	7,3A	7,21 4,72	۲,۸· 1,۷·	1,77 1,17	18	

جداول نسبة «ف»

j					کپر	يابن الـ	۶. و						بات ية	
, Market	∞	•••	۲	١٠٠	٧,	••	÷	۲٠	7	۲.	7	11		نسبة
												7267	١	
												14,287 44,68		
												A, V1 77247		
												1 & T 1		
												2,72 4,77		
												7547 7547		٠. ٢
												7,47 7,70		j.,
												7,*T		4.
												73-7 4,		
												7,47 1,7.		
:;:;	7,1·	7,21 7,77	7,17 7,17	7,1 ·	7,1 Y	۲,۰۰ ۲,۸۰	۲,۵۲ ۳,۸٦	7,4¥	۲,٦١ ٤,٠٢	1,1.	1,4.	7,VE 1,T1	11	
												1,16 1,-0		
										7,67		۲, <b>۵۰</b> ۸۰		

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

Į.					کیر	تباين ال	٦ . و						جات نة	
lky5	17	"	١٠.	۹.	^	٧	-	·	1	-	۲	-	رية ون	
٠٠٠ .	۴۵۲۲ مدر	7 oc 7 7 A2	۱۰ د ۲ ۱۹۵۶	ه ٦ ر ۲ ۲ • د ک	۽ ار غ 1 ار غ	4 VC 7 A 7C 3	ه ۱۸ ۲ ۲ کار ک	7 J4 7	7,11 •,• 7	7,76 0,07	7, V &	E,20 A,42	۱ŧ	
، بر . ۱ د .	۸ ۱ د ۲ ۲ - ۲ د ۲	7 20 1 7 24 7	ه مر ۲ ۸د ۲	۹ مر ۲ ۸۹ر ۲	۱۰۰ ع ۱۰۰ ع	۰ ۷ر ۲ ۱۱ د ا	۲۷۲ ۲ ۲۳۲ ۲	۹۰ ۲ ۲ ۲ مار پ	۲,٠٦ ٤,٨٩	7,79 1,67	7,1 A 7,71	6,02 4,24	٠.	
	۲ عد ۲ ۵ مر ۲	, se v	7 ,29 7 ,79	۱ در ۲ ۷۸د ۲	۹ مر ۲ ۸۹ر ۲	7,77 1,17	۲ ۷۲ ۲ ۲ ۲ ۲	116	7,01 1,71	7,72 0,79	7,77 7,77	1,19 150F	"	
٠٠٠ .	7.7EA	۱ اور ۲ ۲ مو ۲	7 26 0 7 30 7	۰۰. ۲ ۱۲. ۲	7 .0 ¢	7 .7 Y 7,4 Y	، ۷ر ۲ ۱۰ ر غ	1 AL 7	7,47 774.1	7,7 ·	7,51	1,10	۱,4	
	77C7	7 7F Y	1 sc 1	راد ع د باد م	۱ در ۲ ۱ ۷ د ۳	7 30 A 7 A 6	7 JY.	1777	۲۸ <b>۵</b> ۲ ۸۵۰ ا	7,1% 0,1%	7,	1,11 4,14	14	
٠٠٠ .	7.76	7 7E	47.7A	13c Y	7 7 £ A	7 20°0 7 20°1	17 .71 17 .71	۷۰. ۲ ۱۱ د ا	۰ ۸ر ۲ ۱ مر با	7,17 1,-1	7,01 0,11	4,7A	u	و د ا
٠,٠٠	7.7 7.8	¥ 28	7°C 7	1 7 1 1 7	ه ور ۲ . ۲ د ۲	7 ac 7	7 J.	۷۲ . ۱۱ ع	۱۸ر ۲ ۲۱ز ۱	7,30 6,48	7,17 •,4	6,F.	۲٠	. الباين ا
٠,٠	* 4C. %	14 . 14 . 14 .	4 yr 7c 7 3	7.7 1.7	۱۹ر ۲ ۱۹ر ۲	1 3c 7	, 7 , 7 , 7	اد تا ۱ د تا ۱	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	73. V	r,:	1,"	٧,	الملي
4	7.7 1.7	J	.L.	. I	٠.	. ال. دا.	٠ا	٠. ا	٠,٠,٠	d	1	. I		
١	4.7	٠	٠. الم	.l		٠. با،	.l	.l	11	.l	1.,	rl v .	J	
	۶ر ۲ ا در ۲ ا	4 7 7 7 *C 7 7	16.18	7 C 7 F	7 C 7	اد ۲ د ۲	د ۲ ۲ ۲ ۲ ۲	12.7	۷ر ۲ ۲ر ا	۲,۰ ۲,۰	, r, e		7"	
. د در ا	1 2 P	7 7 7 P	۲. ۲ او: ۱د ۲ ه	اد ۲ ا اد ۳ ۲	76 7 A 1	ور ۲۰ م ور ۲۰ م	ر مارد زم ا	14 7 77 16 7 77	اد ا اد ا	7 1,5	4	: \$\ \;\;\	٠.	
: ;:	1 T J	ار ۲ م. د ۲ د	7 7 Y	1 T J	7c 7 v	7, 7 10, 7 10, 7	1 77	ر ۲ ۲ ه د ۳ ه	:\\ !:}	14 7,5	1 .,	[*/\;\	7	

# مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

1	Τ				کیر	باین الـــ	٠ ا=	٠. ،		_				در جا
17.75	8	•…	r	١	٧.	••	1.	۲.	rt.	۲٠	11	16		حر نسية
.,.	7,17	7,11 7,17	1,17 1,17	7,14 7,11	7,7 1 7,1 8	7,7 E	7,71 7,71	1,7	7,50 7,67	7,79 7,01	7,1 E 7,7 T	۲٫٤۸ ۲٫۲۰	14	
									7,79 7,79					
	7,·1		7,4 t	T,•V	۲,۰۹ ۲,۸۹	7,17 7,11	7,17 7,11	7,7 ·	7,7£ 7,1A	7,7A	1,77 7,74	Y,T Y	11	
٠,٠،	1,47	1,17	1,11	۲,۰۲	Y,·£	۲, • ۸	7,11	۲,۱۰	7,19 7,14	7,77	7,74	7,77	۱۷	
٠,٠٠	1,17	1,47	1,10	1,14	۲,۰۰	۲,۰ ٤	τ,. γ	7,11	7,10	7,14	7,7.	7,74	,,	
٠,٠.	1,44	3.4.	1,41	1,14	1,11	۲,	۲,۰۲	7,04	7,1 T 7,4 T	1,10	7,71	7,17	,,	:
٠,٠٠	1,48	1,40	1,44	١,,٠.	1,17	1,17	1,11	7,- 2	7, A 7, A \	7,17	7,14	1.17	,.	٦ - الباين
٠,٠٠	1,41	1,41	1,41	1,44	1,41	1,18	1,11	۲,۰۰	T,	,,.,	۲,۱۰	,,,,	,,	in large
٠,٠.	۱٫۷۸	1,4.	1,41	1,41	1,44	1,41	1,17	1,14	Y,. F	۰,.۷	,,,,	Y, 1A	,,	
٠,٠٠	1,71	۱,۷۷	, ٧1	, , , ,	, , ,	١,٨٨	1,11	1,17	*;;;	,,.,	,,,.	,,,,	,,	
.,	1,77	1,71	1,71	١,٨.	1,47	1,41	1,41	1,14	1,14	,.,	٠.,١	. 15		
-,	1,71	1,77	1,71	,,,,	١,٨٠	1,41	١,,,٧	1,41	1,11	,	,	l		
٠,٠٠	1974	1,7.	1,41	, ٧٦	١,٧٨	١,,,	1,40	١,٠.	1,117 3,10 1	.,,	,	,,,		
`,``\	1917	7912	1,14	,*•	7944	7,577	79(1	۲,•۰۰	T, . A	יויי	, 44	'^^\	1	- [.

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

			_														
	در جا								• •		تباین ال	حبير	_		_	├	3
1	حرو نية		,	1	۲	٣	•	1		٦	٧	^	•	1.	11	17	3
	Ė	٦		1	F :F 0	Y .43	,77	V .	۲٥٥٢	۲٫٤٦	۲ ۳۷ ۲	٠٣.٢	۰ ۲ز ۲	۰ ۲ر ۲	7 11 7	۱۲ر ۲	. 3
7 A 4 C 3 P 4 C 3 P 4 C 3 P 7 A 7 P 7 P 7 P 7 P 7 P 7 P 7 P 7 P 7		**	114	12.7	۶۹ر ه	1 71 .	۱۱ ۱ر	4.	۲۶۲۶	۲ • ر	יזכי	, ,, ,	, ,,,				1
7 A 4 C 3 P 4 C 3 P 4 C 3 P 7 A 7 P 7 P 7 P 7 P 7 P 7 P 7 P 7 P 7	ı	- 1	۱. ۲.	١. ٠	r := 4	ه ۹ز ۲	,v 1	d, ,	۲ هر ۲	£ اد ۲	۲۶۲	7 7 7 7	7 77 1	110 ار ۲	ه ۱ د ۲	۲ از ۲	ه ۱۰
TOTAL SECTION		۲۸	7.4	۲ز ۲	1 34 0	۷ هز ۱	٠Y	4.	۷۷ز ۴	7007	1761	וייני	ןייר יו	, ,, ,			1 - 1
TOTAL SECTION		]	٠,	1 31	7.77	۹۴ز ۳	ا. ٧٠	יל ד	£ ەز ٢	7 \$ ز 7	ه ۴ږ ۲	7 7 7 7	7 7 7	۸۱۲	7.7.5	7 .10	ه دز ۱
7 - 4 - 4 - 4 - 4 - 4 - 4 - 4 - 4 - 4 -		"	۱٠١	۲۲۷	۲ عز ۰	1 10 1	اء "	٠: ۱	7347	7 30 .	וייי	۱۰٬۰۱	, ,,,,	۱۰۰۱			,,,
TY - V   V   V   V   V   V   V   V   V   V			۱v	1,1	7 34 7	۲۶۲۲	79	7.7	۲۰۲۲	۲ څر ۲	۱۶۲ ۲	7 7 Y	۲ ۲ <sub>۲</sub> ۲	111	۲ ۱۰ ۲ ۲ ۵۰ ۲	9 °C Y 3 AC Y	• • •
13 - 1 - 3 - 2 - 2 - 2 - 2 - 2 - 2 - 2 - 2 - 2		``															
ا الما الما الما الما الما الما الما ال			٠·	١, ٤	ا ۳۰	1.4.7	14	7.7	Y Je 1	۰ ار ۱	777.7	اه ۲ز ۱	7 ) 1 ( ) 7 ) ( )	1 / C Y	1.1.	7 . V 2 AL 7	. 3. 4
1 · · · · · · · · · · · · · · · · · · ·		1															
23 23 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2	1.		17	۱۱زع	A 20	1446	2-1	7.2	7 jt 4	۸۴ز ا	۲۰۳۰ ۲ ۲۷۰	7 7 7	الا اد ۲ ۲ - ۹۷	1 1 L 7	74	۳ .۰ ۲ ۷۷۲ ۲	. 3. 1
	v	-															
216 3 F2C 7 FAC 7 FAC 7 FAC 7 FAC 7 FAC 7 F C 7	Į,	1		۱۱ز ۶ ۲۰۰۰ ۲	25.7	1 A 7 ( )	17	۲ز ۲ ۵۰ ۲	۸۱ز ۲ ۸۰، ۲	١٠٠	1 1 1	۱ ۲ کر ا ۱ ۲ کر ا	7 3 7 6 7	۱۱۲۱ ۲۸۲۱	7.74	7 7 7	3.1
	نالم	-  -															
- 1, 3 - 2, 7 - 4, 7 - 7 - 7 - 7 - 7 - 7 - 7 - 7 - 1, 7 -	₹.	៷		۱۰ ار کا ۲.۳۵	ع و لاد ا	7 0 AC	וויג	۲۰۲ ۸۰۲	۲ غر ۲ غ در ۲	۶۴۰ ۲۲	1011	ار در ار در	1311	34.1	7 7 0	7 .74	. 3. 1
A . C 3 47 C 7 3 A C 7 C 7 C 7 B 3 C 7 3 7 C 7 A C C 7 C C 7 C C 7 B C 7 C 7 C C 7 B C 7		1	ł		ı	- 1			- 1	- 1	- 1	•	- 1				
2 13 CA V 15 0 14 C 2 4 V 1 L 1 L 2 L 2 L 2 L 2 L 2 L 2 L 2 L 2 L	ı	٠l	1	۸۰۷ ) ۲۳۲	314 4	JF 1	7	7. Y 8. 7	اه ادر ا	۲۱,	177	34 4 7	7.4.4	١,٠١	7 37 7	1777	
V . C . 4 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7	- 1	1	1			- 1	- 1	1	- 1	- 1	- 1	- 1	- 1	- 1	- 1		1 1
42 44.4 4 16 646 3 04 14 14 14 14 14 16 14 14 14 14 14 14 14 14 14 14 14 14 14	- 1	۲	ÿ	4 74 A	١٠١٠	244		۸ز۲	7.14	277	31.	12.5	1	ואיני	۱ ۷۰ ۲	1 17 2	1.3.1
	١		1				٠	۲.0				بادرد	۱۰۱۰،	ا ۱۰۰۰	۱۰۰۱،	۸۹۷	ا، .ر ا
** + + + + + + + + + + + + + + + + + +	١	4	4	٤ ٦٠ ٧	31 7	۰۲۲ر	۱۸۱	٧, ٢	11.1	37 4	۰ ۷	7 1 1	144.	۱ ۹۰۰	7 17 7	777	۱۰۰۱
٠٠ . د ع . ١٠ م ت ١ ١ ٨ ١ ٢ ٧ م ر ٢ ١ ٢ ع ر ٢ ١ ١ ٢ ٢ ٢ ١ ١ ١ ١ ١ ١ ١ ١ ١ ١ ١ ١ ١	1			ه دز ا	37.	741/5	٠,	' در ۲	,,,,	۰۳۰	7776	١ ١ د	, , , ,	راء در ا	۱ .۰۰ ۲	1 247	اه در ۱
13 176 4 . 10 174 1 174 7 1 16 7 7 7 7 1 16 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7	١	ľ	۱,	1767	۸ . ند	٠ ٢١ر	۲٦	٧. ٧	31.6	۱۲۲ د	۲ • • ز	A 7 Y	۲ ۲۸ر ا	ון זייני	וייי	ا٠١٠ ا	ا ٠٠٠
	-	.	4	<b>ي</b> ٠ ز ا	319	۲ ۸۰	٠, ,	۰ ه ر ۲	361	ا٠٦٠.	۲۱۲ز	۲ اد	۸ ۱۰ ۱	3.4	129	127	· ,• •
4 P + ( V A + C + Y Y C + Y Y S C Y + Y C Y + Y C Y + P C Y + A C Y + V C Y + V C Y A C Y A C Y A C Y	١	^	١'	119	J. V	۰۲۲	*11	۷. ۲	' >6 Y	ا۰۲۰	۲ ۱۰ د	۲ ۱۰ کز	۲ ۰۸۰	۲ 🗝 ا	7.74	۸۰۰ ۱	۱۰،۰۱

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

13		د . ح . الباين السكير								در ج حر				
13.45	-	•••	1,	1	٧.	••	í	۲٠	41	٤٠	13	14	,	نب
	7,14													
	,,,,												7.	
	17.7													
	1 7 7 T													
:::		1751	1 1 1 1 7 1 1 1	۷ ۲	1 JE 1 7 JE 7	۱۷۲ ۱ ۲۰۲۰	۲,۲۱ ۲۰۲۰	۲ ۸ز ۱ ۲ ۲ز ۲	۲۸۲ ۲ ۲3د ۲	1.JC1 1.JC1	۹.۷. ۱ ۲۲.۲	7 or 7 7 yr 7	۲,	
	۷ مر ا ۱ کر ا	به مر ۱ ۲ به در ۱	1 FL [ APL [	17.1 17.1	۷ ار ۱ ۵ ار ۲	۷۱ر ۱ ۱۰ر ۲	۲ <b>,</b> ۲ ۲ ۲ ۲	۰ ۸ز ۱ ۳۰ ۲	1 A E A P C Y	ر4 مر ر ۷ ور ۲	ه،۹ر ۱ ۸ در ۲	۰۰, ۲ ۱۲, ۲	۲ı	:
٠٠,٠	 ۷هر	, pa 7.	1 pa 1 2 pa 1	۲۲ ۱ ۲۰۰ ۲	ه ۱ ر ۲ ۱ - ر ۲	14ء 1 14ء 1	1 7 T I	۸۷۲ ۱ ۲ کار ۲	۱۸۲ ۲۵۰ ۲	۲ عاد ۱ ۲ ع د ۲	۹۰۳ر 1 ۴ در ۲	۸\$ر ۱ ۲۱ر ۲	71	ع ، آتباين
	7 a ( 1 1 A ( 1	\$ 60, 1 7 Ac 1	۲۵ر ا ۱۹ر <del>ا</del>	1717	۱۶۱۲ ۲۶۰۰	۱۶۲۷ ۲۰۸	۷۱ , ۲ ۲ , ۱ t	۲۷ز ۱ ۲۲ز ۲	۱ مد ۱ ۲۲۲ ۲	ه ۸د ۱ ۲ عد ۲	۹.۲ ۱ د ۲	7.75.7 7.05.7	71	نالمغي
		3 oc 1 3 Ac 1	ه در 1 ۸ امر ۲	۹ مر ۱ ۱۹۲۱	1761	۱۱ر ۱ ۲٫۰۵	1,19 1,11	۲۷٤ ۲۰ز۲	۲۹د ۱ ۲۹د ۲	4 A د ا ۲ ۲ ۷ ر ۲	۰.۵د ۲.۵۹	ه اور.( ۲ مر ۲	٠.	
. ; ;	1 JE 9 1 JVA	1,01	ا در ا د ادر ا	1 pa Y 1 pa 1	124	13ر 1 7 در 4	۸۱ ۲ ۸ • ر ۲	۲۰۱۷ ۲۷۲۱	۷۸ر ۱ ۲۶ز ۲	7 AL 1 0 TL 7	1 JA 9 7 JE 7	ة ادر ا ا دو ۲	27	
: ; ;	۱ معر ۱ ۲۰۰۱	۰ مر ۱ ۸۷ر ۱	۲ در ۱ ۲ غر ا	۲ در ۱ ۸ کار ۲	۸ در ۱ ۲ کر ۱	127F 1200	1 177 1 1-1	۲ ۸ر ۱ ۱۰ ر ۲	۲۷ز ۱ ۲۲ز ۲	1 Ac 1 1 Tot	1 JA A	۸۹ر ۱ ۲ مر ۲	11	
	1 24 1 1 74 1	۸ غر ۱ ۲۷ر ۱	۱ هر ۱ ۱ هر ۱	۱ هر ۱ ۱ ۸۲	1207	۲۲ر ا ۱۸۸ ا	ه ۱ر ۱ ۲۰۰۶	1 7 1 7 1 C 7	۵۷ر ۱ ۲۲ر ۲	۰ ۸د ۱ ۲۰۲۰	7 J. 1	۱ اد ا ۲ روز ۲	17	
	ه غر ( ۲۷۰ (	1 JE V	. در ۱ ۷۸ر ا	۲ در ۱ ۱ کد ۱	7 or 1 1 AA	17.1	۱۱۲ ۲۰۲۲	۷۰ ۱ ۱۱۱ ۲	۱۷۲۶ ۲۰۲۲	7 7 7 7 A 7 L 7	۲۸ <u>۱</u>	۱۹۰۱ ۱۹۲۸	٤,	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

1		د . ح . التباين السكور								در پ سر				
35	١٧	11	1.	•	٨	٧	٦	٠	ı	٢	۲	١	رد	
									7 ot 7 7 V C					
									8 °C Y A/C 7					
									7 oc 7 • 1 c 7				٠,	
									1 or 1				٠,	
									. در ۲ . او ۲				٧.	
									A Se Y				۸.	
									7 J L 7 4 O L Y				,	J. 时
. ,, ,	1 24 7	1 AL 7	1 24 ·	۱ ۹۰ ۲ <i>۵</i> ۰۲	۲ - د ۲ ۲ - ۲ د ۲	۸ • د ۲ ۹ ۷ د ۲	۷ ار۲ • ۹ر۲	7 . Y 9 Y 1 L T	1 1c7 7 3c7	アンプル シアンプロ	۷ . د ۲ ۸۷ د غ	7 P. T	١,,,	i, bir
	۱ ۸۲	٠ ٨٠ ١	1 344	129.5	٠ ٠٠ ٢	۷ ۷	712	7 7 7	7 st T L st Z	7.77	۲۰۰۲	7341	,	
. ,	١,,,.	1 24 5	٠٧	129.8	1244	ه در ۲	7918	7 772	7 st 1 7 st 1	7970	1 7	PALT	٠	
l	l	l	l						7.544 7.544					
. ,. ,	1, ,,,	١,,,	1 34 8	1 344	١,,٩٠	۲ ور ۲	۱۰ر۲	7 77 7	47e Y 27e T	7.71	۰ دو ۲	۰۸۲	ļ	
	٠,٧٠	.,,,	TJAY	۸ ۸د ۱	129.6	7 1	۲ ،۰ ۹	1 28 1	7 7 F Y	737.	7 29 9	3 At 7		

# مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

٤					کپر	نباین الــ	ع . اك	٠.					در جات حریة	1
87.Kg	17	11	1.	1	^	٧	٦	·	1	۲	7	١	سرو سية د	
										۲۰۷۸ ۲۰ ۵			••	
										۷۸ ۲ ۱۱ر ۵				
										۲ کو ۲ ۱۲ کا ک			١.	
										۰۷۰ ۲ ۱۰ ک				
										3 A.C F			٧.	
										7 V C 7			٠. :	
										۷۰ ۲ ۲۰۲۳				
. ,	7 Ac 1		1 14 1	1 10	۱ .و ۲ ۲ ۲	Y A	۷۱۲	7 2 7 9	7 11 7	1 1 C 7	٠,.٧	7,11	1. 14.	
. ,	ابير ،	٠,,,	1 344	اء بر ا	ار ۲	٠,.٧	,,,	,,,,	7 .17	7 7 C Y	ار و ۲			
ه .ر .	ا.بر،	1241	124	17.7	٠,٠,١	ا		,,,,	,,,,	- , [	ا،'.ر			
اه .ر .	۸۷۷ ۱	١,,,	٠,٨,١	٠٨٠	121	7 7	ا۲۱زء	,,,,	1,574	77767	٠,٠٢	.,,,		
	۱,۷۰۱	١,,,,	1 34.6		ا.بر.	۱۰۰۲	ا. رو ا	,,,,	1776	1171	.,. ا	٠,,,		
	ا.۷۰ ا	. , ۷4	. مدر			,,,,	,,.,	.,,,	,,,,	۱۰،۰				
	111	1 74 1	7 76 7	111	1 1	1372			7777	r.×4.	14.	1.71	-	l

## استخراج قيمة «ف» من الجدول:

ويمكن استخراج قيمة وفء من الجدول الخاص بذلك على النحـو الآتى:

أ\_ نبعث عن درجة حرية التباين الكبير في المكان الخاص بذلك في
 الجدول (١ - ٠٠٠) أى فى الأعمدة.

ب ـ نبحث عن درجة حرية التباين الصغير في المكان الخاص بذلك
 في الجدول (الجدول) (۱ - ۲۶) أي في الصفوف.

جـ نبحث عن الخلية التي تتلاقى عندها كل من درجة حرية النباين الكبير ودرجة حرية النباين الصغير ونجد أن بهذه الخلية درجتان العليا وتمثل قيمة وف، عن مستوى ٠٠,٠٥ والسفلى وتمثل قيمة وف، عند مستوى

هـ ـ وفي مثالنا السابق نجد أن الخلية التي تلتقي عندها درجة حرية التباين الكبير وهي ٢ ودرجة حرية التباين الكبير وهي ٩ هي الخلية التي تصل فيها قيمة «ف» عند مستوى ٢٠,٠٥ وعند مستوى ٨٠,٠٢

## أمثلة وتمارين محلولة

١ - أحسب هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين المجموعات الأربع
 الآتية .

			ي- ،
د	<b>-</b>	ب	ŧ
٣	۲	٥	٥
٣	۲	٣	٥
٣	۲	٧	۸

ل على ثلاث مجموعات من الطلبة
 في كليات مختلفة فكانت درجاتهم كما يلي أحسب هل هناك فرق دال في

	•	
		اتجاهاتهم .
ج	ب	Ť
۲	٤	٧
۲	7	١٠
٣	٧	١.
٧	4	11
٦	4	14

#### حل التمرين الأول

î	ب	ج-	د
0	٥	4	٣
٥	٣	*	٣
٨	٧	4	٣
مجـ = ۱۸	10	7	٩
٦ = ٠	٥	۲	٣

$$\xi = 17 = \frac{7 + 7 + 0 + 7}{\xi} = 71 = \xi$$

١ ـ حساب مجموع مربع انحراف القيم عن المتوسط العام (التباين العام)

$$+(-1)^{7}+(-1)^{7}=[1+1+7]+[1+1-1+7][3+3+3]+$$

۲ ـ حساب مجموع مربع انحراف متوسطات المجموعات عن المتوسط العام × ن (أي حساب التباين الكبير بين المجموعات) =  $(+7)^2$  +

٤ ـ حساب درجات الحرية:

أ ـ حساب درجة النباين الكبير بين المجموعات = عدد المجموعات -١ = ٤ - ١ - ٣ - ٣

 $. \Lambda = \Upsilon + \Upsilon + \Upsilon$ 

جــ درجات الحرية الكلية = عن القيم - ١ = ١ ٦ - ١ = ١١.

٥ ـ ويتم حساب قيمة «ف» كما يلى:

أ ـ التباين الكبير (بين المجموعات) = 3- ١٠

 $1, vo = \frac{1}{4} = (1, vo = 1, vo =$ 

جــ «نسبة ف» = بار ، » ، » . . .

الدلالة: بالكشف عن قيمة «نسبة ف» في الجدول السابق في العمود

الثالث أي عند درجة حربة النباين الكبير ٣ وفي الصف النامن أي عند درجة النباين الصغير ٨ نجد أن الخلية التي تلتقي عندها هاتين الدرجتين من درجات الحرية هي الخلية التي يكون مستوى ٢٠,٥ عندها مساوياً ٢٤,٧ والتي يكون مستوى ٢٠,٥ عندها مساوياً ٢٤,٧ والتي يكون مستوى ٢٠,٥ عندها مساوياً ٥,٥,٥ وعلى هذا الأساس نجد أن «نسبة ف» في مثالنا هذا لها دلالة عند ٥٠,٠ لأنها أن من تلك القيمة الموجودة في الجدول وهي ٨٠,٨ وليس لها دلالة عند ٢٠,٠ لأنها أقل من المقيمة الموجودة في الجدول عندها ويه ٥,٧٨.

	حل التمرين الثاني	
جـ	ب	f
4	ŧ	٧
۲	٦	1.
۴	٧	1.
٧	4	11
٦	4	17
۲.	40	مجه ٥٠
	ات = ۱۰ ع	م: مجموع
	$V = \frac{Y}{Y} = \frac{\xi + Y}{Y}$	م: عام = <del>۱۰ + ۷</del>

١ ـ حساب مجموع مربع انحراف القيم من المتوسط العام (التباين

$$= [(\alpha \dot{\alpha} \dot{\alpha})^{T} + (+ \Upsilon)^{T} + (\Upsilon)^{T} + (\dot{\alpha})^{T} + (\bullet^{T})]] + [-\Upsilon)^{T} + (-\Upsilon)^{T} + (-\Upsilon)^{T} + (+\Upsilon)^{T}] + [(-\Phi)^{T}] + (-\Upsilon)^{T} + (+\Upsilon)^{T}] + (-\Upsilon)^{T} + (+\Upsilon)^{T} + (+\Upsilon)^{T}] + (-\Upsilon)^{T} +$$

 ۲ ـ حساب مجموع مربع المحراف متوسط المجموعات عن المتوسط العام (التباين الكبير) = 0 + 7 + 0 (صفر) + 0

 $^{\prime\prime}$  - cmlp assag a qualitation in the description of the second of

٤ \_ حساب درجة الجدية كما يلى:

أ ـ حساب درجة حرية التباين الكبير بين المجموعات = 7 - 1 = 7.

+ ۱ - ۵ - ۱ - ۵ - ۱ جساب درجة حرية التباين الصغير داخل المجموعات = 0 - 1 + 0 - 1 + 0 - 1 + 1 - 1

جـ حساب درجة الحرية الكلية = ١٥ - ١ = ١٤.

٥ ـ حساب قيمة «نسبة ف» كما يلى:

أ ـ حساب التباين الكبير = <del>" = ٥</del>

 $\phi$  -  $\phi$  -

 $1 \cdot = \frac{\xi \circ}{\xi, \circ} = \frac{\xi \circ}{\xi, \circ} = 1 \cdot \frac{\xi \circ}{\xi,$ 

٦-حساب الدلالة = بالكشف في جدول قيم (ت» نجد أن قيمة (ت»
 المستخرجة من المثال لها دلالة عند مستوى ١٠,٠١

## خامسأ

# المقارنة الزوجية

## بين المتوسطات في تحليل التباين

قدم توكي Tukey (190۳) اختباراً سماه Hsd واختصاراً لـ: Honestly وذلك للمقارنة بين كل متوسطين وللكشف عن الدلالة بينهما. ويكون الفرق دالاً بين المتوسطين إذا كان الفرق بين المتوسطين مساوياً أو يزيد عن قيمة Hsd والتي تحسب عن طريق المعادلة الآتية:

الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات من خلال التباين داخل المجموعات أو:

HSD = 
$$\sqrt{\frac{مربع التباين داخل المجموعات}{5}}$$

حيث ق = العدد في أحد المجموعات.

١ - في المثال الأخير السابق حله (التمرين الثاني) كانت قيمة التباين
 داخل المجموعات (التباين الصغير) ٥, ٤ والعدد في كل مجموعة ٥.
 و مذلك تكون قيمة:

$$\gamma, \cdot \gamma = \underbrace{\xi, \cdot \circ}_{\bullet} \bigvee = \underbrace{\frac{\gamma, \gamma_{\circ}}{\circ}}_{\bullet} \bigvee = \underbrace{\frac{\gamma(\xi, \circ)}{\circ}}_{\bullet} \bigvee = \text{HSD}$$

٢ - في المثال السابق (التمرين الثاني ضمن الأمثلة والتمارين المحلولة) درجة حرية التباين الصغير = ١٢. نقوم بالبحث في جداول دلالة اختبار وت: المقابلة لدرجة حرية ١٢ عند مستوى ٢٠,٠٥، ١٠,٠٠ وهي تساوي في هذا المثال ٢,١٢ عند ٢,٩٢٠ عند ٢٠,٠٠ عند ٤,٠٠٠.٠. ٣\_ نقوم بعد ذلك بضرب قيمة Hsd (٢٠,٠١) السابقة في كل قيمة من
 قيم (ت) السابقة عند مستويات الدلالة الثلاثة وهي:

أ ـ ضرب قيمة Hsd في قيمة وت؛ عند ٢٠٠٥ = ٢٠١٢ × ٢٠١٢ = ٢٦١٠ . \$ جـ ـ ضرب قيمة Hsd في قيمة وت؛ عند ٢٠٠١ = ٢٠٠١ × ٢٠٠١ = ٢٠٠٠٠.\*

٤ \_ نقوم بعد ذلك بحساب الفروق بين المتوسطات الثلاثة وهي :

أ ـ الفرق بين متوسط المجموعة أ والمجموعة ب = ١٠ - ٧ = ٣.

. ب ـ الفرق بين متوسط المجموعة أ والمجموعة جـ = ١٠ - ٤ = ٢.

جـ ـ الفرق بين متوسط المجموعة ب والمجموعة جـ = ٧ - ٤ = ٣.

م - بالنظر للفروق بين المتوسطات في (٤) وبالنظر لضرب قيمة
 Hsd في كل قيمة من قيم «ت» في (٣) تجد أن الفرق بين المتوسط في المجموعة أو المجموعة جريساوي ٣ وهو أكبر من قيمة ضرب Hsd في قيمة
 «ت» عند مستويين للدلالة ٥٠,٠٥٠٠٠٠

٦ ـ هناك فرق دال عند مستوى ٠,٠١ بين متوسط أ ومتوسط جـ

Runyon. fundamentals of bebavioral statistics, second : عن ) (édition, addison Wesley London, 1973, p. 223.

ويذكر مؤلف الكتاب السابق أن أدوارد Edwards في كتابه: .

Statistical methods for Behaviorls Sciences, New York 1968.

قد قام بتقديم عرض لاختبار بارتلت Bartlet عن تجانس التباينات.

<sup>(\*)</sup> وكذلك بضرب قيمة HSD في قيمة (ت) عند مستوى ٢٠,٠١ = ٢,٩٢ × ٢,٠١ = ٨,٨٦٩.

# ١ ـ الخطأ المعياري = التباين داخل المجموعات الخطأ

٢ ـ تحسب الفجوة الدالة = قيمة الخطأ المعياري في رقمين ثابتين هما
 ١.٩٦ . ١.٩٦ .

٣ - إذا كانت قيمة أحد الفروق بين متوسطات المجموعات (كما في ٤ السابقة) مساوياً أو يزيد عن الفجوة الدالة كان الفرق بين هذين المتوسطين دالاً.

#### ثالثاً

## المقاييس اللابارامترية Non-parametric Measurement

مقدمة: من المعروف أننا نستخدم اختبار (ت) T. test لمعرفة الفروق بين متوسط مجموعتين وذلك إذا كان التوزيع اعتدالياً. أما إذا كان عدد العينة صغيراً والتوزيع غير اعتدالي Non-parametric فإن استخدام الأساليب البرامترية (اختبار وت» والمتوسطات) يصبح مضللاً. ولذلك فإن الأساليب اللابارامترية هي التي تمكننا في هذه الحالة من المقارنة بين العينات التي على هذا النحو، وحساب الفروف الدالة بينها، وذلك دون افتراض اعتدالية التوزيع في العينات الأصلية Populations ويطلق على هذه الأساليب: الأساليب اللابارامترية أو الأساليب المستقلة التوزيع Non-parametric or اختبار مجموع الرتب وسنركز هنا على اختبار الوسيط والذي يستخدم الوسيط والذي يستخدم في المجموعات المستقلة مثل ريف حضر، أو ذكور إناث، وعلى اختيار مجموع الرتب أيضاً.

### (١) اختبار الوسيط The Median test

مثال: أراد باحث نفسي إكلينيكي اختبار أثر أحد الأدوية المهدءة على رعشة اليد، فأعطى الدواء لـ ١٤ أربعة عشر مريضاً نفسياً (مجموعة تجريبية) ثم اختار ١٨ ثمانية عشر مريضاً متساويين مع المرضى الذين أعطوا الدواء في السن والجنس وأعطوا دواءاً آخر مضراً لليد واعتبرت هذه المجموعة ضابطة (مجموعة ضابطة).

ولقد تم قياس الرعشة باختبار ثبات اليد. ويتضح فيما يلمي درجمات المجموعتين.

المجموعة الضابطة (ن = ١٨)	المجموعة التجريبية (ن = ١٤)
٤٨	۰۳
٩٥	79
77	74"
۳۸	41
٣٦	٤٧
10	٥٨
٥٩	٤٤
٥٣	474
٥٨	٥٩
£ Y	*1
٧٠	٤٢
٧١	٤٣
70	£7.
٤٦	73
<b>.</b> .	
71	
77	
۰۳	

وخطوات حساب الدلالة بين درجات المجموعتين في المثال السابق باشتخدام اختبار الوسيط كما يأتى:

 ١ - اعتبار المجموعتين مجموعة واحدة وليس بينهما فرق (الفرض الصفرى).

٢ ـ ترتيب درجات المجموعتين ترتيباً تنازلياً أو تصاعدياً.

٣ - تحديد الوسيط على أساس أنه القيمة الوسطى، بحيث أن عدد القيم إلتي قبله تساوي عدد القيم التي بعده، وفي حالة وجود أكثر من قيمتين وسيطتين يتم جمعهما وأخد متوسطهما. والوسيط في مثالنا هذا يساوي 8,02.

\$ - يتم حساب انحراف الدرجة في كل مجموعة على حدة عن الوسيط
 ويوضع علامة (+) أمام الدرجة إذا كانت تنحرف انحرافاً موجباً عن الوسيط،
 وعلامة (-) أمام الدرجة إذا كانت تنحرف انحرافاً سالباً عن الوسيط كما
 يلى:

ة الضابطة	المجموء	المجموعــة التجريبية ن = ١٤			
١٨ =	= ບໍ				
(العلامة	(القيمة)	(العلامة)	(القيمة)		
-	٤٨	+	۴٥		
+	70	-	44		
+	77	+	74		
-	۳۸	-	47		
-	٣٦	-	٤٧		
-	٤٥	+	٥٨		
+	٥٩	-	٤٤		
+	٥٣	-	٣٨		
+	٥٨	+	٥٩		
-	٤٢	-	٣٦		
+	٧٠	-	٤ ٢		
+	٧١	-	٤٢		
+	70	-	٤٦		
-	٤٦	-	٤٦		
+	٥٥				
+	71				
+	77				
+	۰۳				

 هـإذا وجد أن قيمة من القيم تكون مساوية للوسيط فإن معنى ذلك أن الفرق بينها وبينه ستكون مساوية للصفر، وبما أن هذه القيمة أي الصفر لا يمكن أن تصنف في فئة + أو - فيتم شطبها من القيم.  ٦ \_ يتم بعد ذلك تحديد عدد العلامات السالبة وعدد العلامات الموجبة في كل مجموعة وهي كما يلي في المثال السابق :

المجموعة	+	-
(١) التجريبية	٤	١٠
(٢) الضابطة	١٢	7

٧ ـ يعد جدول آخر ٢ × ٢ يحدد فيه عدد العلامات الموجبة في كل مجموعة وفي المجموعتين ، وعدد العلامات السالبة في كل مجموعة وفي المجموعتين وذلك على النحو الآتى:

مجموعات مجـ	4	أعلى من الوسيط	أقل من الوسيط	المجموعات عادة
		+	-	
(أ+ب)	12		۱۰ (م) ۲ (ح) ۲	(٢) ضابطة
(أ×ب×ج×د)	۳۲	١٦	17	*
	(أ + ب + جـ + د)	(ب + د)	(أ + حـ)	مجموعات مجـ

٨ ـ و بعد ذلك يتم تطبيق القانون الآتي :

ن = عدد أفراد المجموعة الكلية (٣٢).

| = أي أن الفرق بين القيم التي تكون بين هذين العمودين لا بدأن
 تكون موجبة .

أ د = حاصل ضرب عدد علامات أ × عدد علامات د.

ب حـ = حاصل ضرب عدد علامات × عدد علامات حـ.

أ ب = حاصل جمع علامات أ + ب.

حـ + د = حاصل جمع علامات حـ + د .

أ + ح = حاصل جمع علامات أ + ح.

ب + د = حاصل جمع علامات ب + د.

٩ ـ وفي حالـة وجـود تكرارات في الجـدول أقـل من خمسـة تطبيق

المعادلة المصححة للمعادلة السابقة على النحو الآتي:

$$\frac{\dot{\psi}_{1-\frac{1}{2}-\frac{1}{2}-\frac{1}{2}}}{(1+\frac{1}{2}-\frac{1}{2})\times(1+\frac{1}{2}-\frac{1}{2})\times(1+\frac{1}{2}-\frac{1}{2})}$$
 کا المصححة

حيث أن:

 $\frac{\dot{\psi}}{V}$  = are أفراد المجموعة الكلية مقسوماً على Y .

 ١٠ ـ ونظراً لوجود أحد التكرارات الأقل من خمسة بالجدول السابق فإنه يتم تطبيق معادلة كا المصححة السابقة وذلك على النحو التالي :

$$\frac{\sqrt{\frac{\gamma}{\gamma}} - (|\gamma + \gamma - \gamma|)}{\sqrt{\gamma}}$$

كا المصححة = ٢٣ (٨٠) كا

كا المصححة = ٢٢×٠٠٤٠

كا المصححة = ۲۰٤۸۰۰ ۱۲۵۱۲

كا المصححة = ٢,١٧.

١١ ـ يتم بعد ذلك حساب درجة الحرية = عدد المجموعات - ١
 وتساوى في هذا المثال: = ٢ - ١ = .

۱۲ ـ وبالكشف عن قيمة كا بالجدول عن مستوى ۰,۰۱ نجد أنها =
 ۲,۳۳ وعند ۰,۰۰ = ۶,۸۳ وذلك أمام درجة الحرية واحد.

١٣ ـ وبما أن قيمة كا المستخرجة من مثالنا أقل من القيمتين الموجودتين بالجدول الفرق غير دال إحصائياً أي أن لا أثر للدواء على رعشة الد.

يذهب والكر Walker في كتابه Statistical Inference ص ١٠٣ إلى أن كا لا نكون دقيقة مع اختبار السوسيط إذا كان عدد العينة صغيراً في المجموعتين.

مثال أن يكون عدد أفراد العينة أقل من ١٠ ويجب هنــا البحـث عن وسيلة مناسبة.

#### (٢) اختيار مجموع الرتب

ويستخدم اختبار مجموع الرتب The Sum of Ranks test الاختبار الفرق الخاص بأنه لا يوجد فرق دال بين المجموعتين، ويشير ذلك بأنه يتطلب اختبار للذنب الواحد رأو الطرف لثنائي الذنب الواحد رأو الطرف

الواحد) One-tailed test يعني أن مجموعة أعلى أو منخفضة عن المجموعة الأخوى.

مشال: أراد مدرس أن يكتشف تأثير الواجبات الإضافية في مادة الإنشاء فقسم فصله لقسمين بكل منهما ١٠ عشرة تلاميذ وقد وضع التلاميذ عشوائياً بكل قسم. وقد كانت المجموعة الأولى هي المجموعة التجريبية التي أعطيت واجباً إضافياً، والمجموعة الثانية هي المجموعة الضابطة التي لم تعط واجباً إضافياً. وبعد ثلاثة شهور طبق اختبار في الموضوع على المجموعتين وكان عدد المجموعة التجريبية كما هو ١٠ عشرة بينما نقص من عدد المجموعة الثين بسبب الغياب والمرض. وفيما يلي درجات المجموعتين و رتبتهما.

الرتب	درجات المجموعة (٢)	الرتب	رجات المجموعة(١)
٨	٤١	4	٤Y
٤	<b>٣</b> ٦	10	٥٣
4	٣٣	14	٤٧
17	• •	٥	٣٨
١٠	££	14	13
٣	40	11	٥١
1	44	۱۸	7.7
Y	٤٠	14	٦٠
		11	٤٥
سوع ٥٦	المج	<del>۱</del> جموع ۱۲۰	۳۹ المه

وقد تم في البداية ترتيب الدرجات ١٨ الثمانية عشر ترتيباً تصاعدياً من الصغير للكبير ثم أعطيت لها الرتب الخاصة بها بحيث أعطيت أصغر درجة الرتبة ١، والتي تليها الرتبة ٢ وهكذا وفي المثال نجداًن الدرجة الصغرى هي ٣٧ ولذا أعطيت الرتبة ١، والدرجة الكبرى هي ٢٢ ولذا أعطيت الرتبة ١٨. ثم تم بعد ذلك عزل رتب كل مجموعة على حدة على النحو المبين سابقاً.

$$1 \vee 1 = 1 \vee 1$$
 والمعادلة السابقة  $\frac{(\lambda (1 + 1))}{Y} = 1 \vee 1$ 

ويتم حساب قيمة اختبار مجموع الرتب بتـطبيق المعادلـة الآتية علـى كل مجموع من مجموع الرتب.

$$Y, YY = \frac{0}{YY, 0} = \frac{(19) \cdot (-1Y \cdot \times Y)}{19 \times A \times 1} = 1$$
 قيمة اختبار مجر ر

$$Y, YY - = \frac{0. -}{YY, 0} = \frac{(19) \wedge -01 \times Y}{\frac{19 \times A \times 1}{Y}} = Y$$
وقیمة اختبار مجد ر

وبالنظر في الجدول الخاص بمستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب، وثنائي الذنب نجد أن قيمة ٢,٢٢ لها دلالة إحصائية عنـد درجـة الحـرية ١٦ (١٨ – ٢ = ١٦).

جدول دلالة اختبار واحد أو ثنائي الذنب

مستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب							
٠,٠٠٠٥	٠,٠٠٥	٠,٠١	.,.40	٠,٠٥	٠,٠١٠	د. ح	
مستوى الدلالة لاختبار ثنائي الذنب							
٠,٠٠١	٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	٠, ٢٠		
777,719	74,700	۳۱,۸۲۱	17,7.7	٦,٣١٤	۳,۰۷۸	١	
41,091	9,970	7,970	٤,٣٠٣	7,97.	1,007	۲	
77,911	0,811	٤,٥٤١	۳,۱۸۲	7,707	1,78%	٣	
۸,٦١٠	٤,٦٠٤	٣,٧٤٧	۲,۷۷٦	۲,۱۳۲	1,044	٤	
٦,٨٥٩	٤,٠٣٢	4,470	7,071	7, . 10	1, 277	٥	
0, 209	4,7.7	4,124	٧, ٤٤٧	1,924	1, 22.	٦	
0, 5.0	٣, ٤٩٩	V,99V	7,770	1,490	1, 10	٧	
0, . £1	4,400	۲,۸۹٦	7,8.7	١,٨٦٠	1,497	٨	
٤,٧٨١	4, 40.	7,871	7,777	۱,۸۳۳	1,414	٩	
٤,٥٨٧	4,179	4,771	7,771	1,417	1,477	١.	
٤,٤٣٧	٣,١٠٦	۲,۷۱۸	7,7.1	1,797	1,474	11	
8,814	۳,۰00	4,741	7,179	1,747	4,409	١٢	
٤,٢٢١	۳,۰۱۲	۲, ٦٥٠	7,17.	1,771	1,400	۱۳	
٤,١٤٠	7,977	۲,٦٢٤	7,120	1,771	1,480	١٤	
٤,٠٧٣	4,414	7,7.7	7, 141	1,000	1,481	١٥	
٤,٠١٥	7,971	۲,۰۸۳	7,17.	1,727	1,447	17	
4,970	4,191	۲,07٧	7,110	1,720	1,777	17	
	1		i				

تابع جدول دلالة اختيار واحد أو ثنائي الذنب

مستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب							
٠,٠٠٠	٠,٠٠٥		٠,٠٢٥		٠,١٠	د. ح	
مستوى الدلالة لاختبار ثنائي الذنب							
٠,٠٠١	٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	٠, ٢٠		
۳,۹۲۲	۲,۸۷۸	7,007	۲,۱۰۱	1,778	١,٣٣٠	١٨	
٣,٨٨٣	7,471	7,049	7, 198	1,779	1,44	19	
٣,٨٥٠	7,120	۲,01۸	۲,۰۸٦	1,740	1,440	۲٠	
٣,٨١٩	۲,۸۳۱	7,011	۲,۰۸۰	1,771	1,444	۲١	
٣,٧٩٢	7,119	7,011	۲,۰۷٤	1,717	۱٫۳۲۱	44	
۳,٧٦٧	۲,۸۰۷	۲,000	7, . 79	1,718	1,419	. 74	
٣,٧٤٥	7,797	7, 291	7, . 7 1	1,711	۱٫۳۱۸	72	
۳,۷۲٥	7,727	۲, ٤٨٥	7, . 7 .	١,٧٠٨	1,417	40	
۳,۷۰۷	7,779	7,279	7,007	١,٧٠٦	1,410	47	
٣, ٦٩٠	7,771	۲,٤٧٣	7,007	١,٧٠٣	1,418	44	
٣,٦٧٤	7,77	7, 27	۲,۰٤٨	1,711	1,414	44	
4,709	7, ٧0٦	7, 277	7, . 20	1,799	1,811	79	
٣,٦٤٦	4,000	7,200	7, . 27	1,797	۱٫۳۱۰	۳٠ ا	
4,001	7,7.2	7,27	7,.71	1,788	١,٣٠٣	٤٠	
٣, ٤٦٠	۲,٦٦٠	٣,٣٩٠	۲,۰۰۰	1,771	1,797	٦٠	
٣,٣٧٣	7,717	7,400	1,44.	1,701	1,789	14.	
4,791	7,077	7,477	1,470	1,750	1,777		
L	<u> </u>	L	L	L	L		

## رابعاً: حساب دلالة النسبة المئوية The Significance of Percentage

تعتمد الكثير من البحوث خاصة التي تتطرق لمجالات قياس الرأي العام والاتجاهات على النسب المئوية. كما أن كثيراً من النتائج التي يتسم عرضها في بعض هذه البحوث لا تكون إلا على صورة نسب مئوية لمن أجابوا بنعم على سؤال ما في أحد المجموعات ولن أجابوا بنعم على نفس السؤال في عموعة أخرى. أي تكون المقارنة بين النسب المثوية للذكور والنسب المثوية للإناث فيما يختص بمتغير من المتغيرات. وأحياناً تكون المقارنة داخل المجموعة الواحدة بين من أجاب بنعم على السؤال الأول في أحد الاستبيانات ومن أجاب بنعم على السؤال الثاني في نفس الاستبيان، ويكون الهدف في البحث معرفة الدلالة بين النستين.

وفي حالة المقارنة بين النسب في المجموعتين يكون حساب الدلالة الإحصائية للنسب غير المرتبطة، وفي حالة المقارنة بين النسب داخل المجموعة الواحدة يكون حساب الدلالة الإحصائية للنسب المرتبطة.

# أولاً \_حساب الدلالة للنسب المثوية غير المرتبطة

ونعرض فيما يلي ثلاثة طرق يختنار البّاحث من بينها أيسرهما له في الخطوات: مثال: طبق استبيان على مجموعتين أحدهما من المرضي والأخرى من الأسوياء وكان عدد المرضي ٥٠ خمسون، وعدد الأسوياء ١٠٠ مائة. فأجاب عشرون من المرضي بنعم على أحد أسئلة الاستبيان، كما أجاب ٤٥ خمسة وأربعون من الأسوياء بنعم على نفس السؤال. فهل هناك فرقاً له دلالة إحسائية بين من أجابوا بنعم في المجموعتين على هذا السؤال.

١ .. الطريقة الأولى: وخطواتها ومعادلاتها كما يلى:

١ نحسب النسبة المثوية لمن أجابوا بنعم في المجموعتين على النحو
 الأتى:

أ ـ النسبة المئوية لمن أجابوا بنعم على السؤال من المرضى:

 $\frac{1}{2} \cdot = 1 \cdot \cdot \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$ 

ب \_ النسبة المئوية لمن أجابوا بنعم على السؤال من الأسوياء:

1/20 = 1 · · × 10 =

٢ ـ نحصل على النسبة المئوية ١ (P 1) حسب القانون الأتي:

 $\frac{1}{1}$  \times 1 \

وهي في المثال = <u>١٠٠٠ × ٠٤ + ١٠٠ × ١٥٠ = ١٥٠٠ = ٣</u>٠٣٤٪

٣ ـ نحصل على النسبة المئوية ٢ (P2) حسب القانون الأتي:

P2 = ١٠٠ - النسبة المئوية ٪ (١).

و بتطبيق ذلك على المثال السابق:

 $.^{(*)}$ %07,  $V = \xi Y, Y - 1 \cdot \cdot = P2$ 

(\*) ثم تقريب النسبتين المثويتين الأولى من ٣,٣ إلى والثانية من ٧,٥٥ إلى ٥٥.

$$\frac{1}{\left[\frac{1}{10} + \frac{1}{10}\right] P1 \times P2} = P1 P2$$

و بتطبيق ذلك على المثال السابق.

VT, 0T = P1 P2

. A , ov = P1 P2

يتم بعد ذلك حساب الفرق بين النسبة المئوية أ والنسبة المئوية ب
 و بتطبيق ذلك على المثال السابق أ ، ب تكون النتيجة .

٦ ـ يتم بعد ذلك قسمة الناتج من الفرق بين النسبتين المثويتين (في الخطوة رقسم ٥) على الناتج في P1 P2 (الخطوة رقسم ٤) للحصول على النسبة الحرجة (اختصاراً لـ: Critical Ratio) وذلك حسب القانون.

وفي مثالنا السابق نجد أن قيمة CR كما يلي:

 $\sqrt{3} = \frac{6}{\sqrt{6}} = CR$ 

٧ - تعتبر النتيجة التي في الخطوة السابقة:

أ ـ دالة عند ٥٠,٠ إذا كانت هذه النتيجة تتراوح بين ١,٩٦ - ٢,٥٧.

ب\_دالة عند ٢,٠٨ إذا كانت هذه النتيجة مساوية لـ ٢,٥٨ فما فوق.

٢ ـ الطريقة الثانية : وخطواتها كما يلي :

أ\_معادلة النسبة الحرجة لدلالة النسبة المئوية:

ltimps lbec, = 
$$\sqrt{\frac{i(v-1-v)}{i(v-1-v)} + \frac{v(v-1-v)}{v}}$$

حيث أ = النسبة الأولى.

حبث ب = النسة الثانية.

حيت ب - السبه اللالية.

حيث ن ١ = العينة الأولى.

حيث ن ٢ = العينة الثانية.

ب ـ وحساب النسبة الحرجة من نفس المثال السابق.

$$\frac{0}{1} \frac{1}{1} \frac{1}$$

$$\frac{\circ}{(1\cdot)\,\xi\cdot} + \frac{(\circ\circ)\,\xi\circ}{\xi\circ} = \frac{\circ}{17\cdot+\circ\circ} = \frac{\circ}{17\circ\circ}$$

وهي غير دالة إحصائياً حسب الخطوة رقم (٧) في الطريقة الأولى.

٣ ـ الطريقة الثالثة: وخطواتها كالآتي:

$$\cdot$$
 ,  $\xi \cdot = \frac{Y}{2}$  = ۱۰۰ ×  $\frac{Y}{2}$  = 1.4 من أجاب بنعم من المرضي =  $\frac{Y}{2}$ 

٠, ٤٥ = 
$$\frac{6}{100}$$
 بنعم من الأسوياء =  $\frac{6}{100}$  × ١٠٠ =  $\frac{6}{100}$ 

$$\xi = \frac{10}{100} = \frac{100}{100} = \frac{100}{100} = \frac{100}{100} = \frac{100}{100} = \frac{100}{100} = \frac{100}{100}$$

$$-1$$
 الخطأ المعياري لتقدير التباين =  $\sqrt{\frac{7+63\times 90.5}{1.00\times 90.00}}$ 

ور القيمة الناتجة = 
$$\frac{N(1) - N(Y)}{\|\mathbf{k}\cdot\mathbf{d}\|}$$
 المعاري =  $\frac{1}{1}$ 

وهي غير دالة حسب الخطوة رقم (٧) في الطريقة الأولى.

تعليق على الطرق الثلاثة: اتفقت في أن النسبة الحرجة غير دالة بصرف النظر عن قيمتها.

استخدام النسبة الحرجة في المقارنة بين درجات فردين .

ويذكر ماكنمار في كتابه:

Mc nemar, G: Psychological Statstical, New York, Johnwisley & Son 1957, 53-154.

أنه يمكن استخدام النسبة الحرجة (.C. R) للمقارنة بين درجـة فردين (النجم والمنبوذ في الاختبار السوسيومتري مثلاً) باستخدام المعادلة الآتية:

$$\frac{1}{3\sqrt{1-\sqrt{x}}} = \frac{1}{1-\sqrt{x}} = \frac{1}{1-\sqrt{x}}$$

حيث ع = الانحراف المعياري للمجموعة التي ينتمي لها أ، ب على الاختبار.

ر = معامل ثبات الاختبار.

٢ ـ رقم ثابت (فردين أ، ب).

# ثانياً: حساب الدلالة للنسبة المئوية المرتبطة

كما سبق الإشارة فإنه يمكن حساب دلالة النسب المشوية داخـل المجموعة الواحدة بالنسبة لمتغير من المتغيرات.

مثال: أجابت مجموعة من ٢٥٠ من الطلبة على السؤالين الآتيين في أحد الاستبيانات.

س (١): هل تحدث لك حالات من الصداع؟

أجاب ١٥٠ بنعم

وأجاب ١٠٠ بلاً.

س (٢) هل تخاف من التواجد في الأماكن المزدحمة؟

أجاب ١٢٥ بنعم.

وأجاب ١٢٥ بلا.

#### الحل:

١ ـ يتم وضع النتاثج للسؤالين في الجدولين التاليين للتبسيط.

الجدول رقم (١)

ج.	نعم	K	ساس (۱) س (۲)
140	1	40	نعم
170	۰۰	٧٥	У
70.	10.	1	بج

وقد تم توزيع النتائج الـداخلية في المربعـات من مجـاميع الأعمـدة والصفوف كالآتي:

١ ـ طرح مجموع العمود األول من مجموع الصف األول للحصول
 على القيمة األولي بالصف األول ١٧٥ - ١٠٠ = ٢٥.

Y = dv - 1 القيمة التي تم الحصول عليها من الخطوة السابقة من مجموع الصف الأول للحصول على من أجابوا بنعم على السؤالين V = V = V.

٣ ـ طرح القيمة الناتجة في الخطوة الأولى من مجموع العمود الأول
 للحصول على من أجابوا بلا على السؤال الأول وبلا على السؤال الثاني ١٠٠
 - ٥٥ = ٥٠.

٤ ـ طرح القيمة الناتجة في الخطوة الثانية من مجموع العمود الثاني
 للحصول على من أجابوا بنعم على السؤال الأول وأجابوا بلا على السؤال
 الثاني ١٥٠ - ١٠٠ = ٥٠

الجدول رقم (٢) - يتم حساب النسبة المئوية للنتاثج التي في الجدول رقم (١) كالآتي:

المجموع	نعم	K	(1) <i>m</i> (1) <i>m</i>
<b>%.0</b> •	(†) %\$•	۱۰٪ (ب)	نعم
<b>%.0</b> •	۲۰٪(جـ)	۳۰٪(د)	. لا
7.1	%1.	7.8 •	المجموع

٣- يتم حساب معامل ارتباط فاي .Ph C. من الجدول السابق (أنظر في الجزء الخاص بالإحصاء التطبيقي كيفية حساب معامل ارتباط فاي) وقيمة المثال السابق = ٤١٠.٠.

٤ - يتم حساب النسب المئوية للإجابات كما يلى:

اً ـ النسبة المئوية (١) لمن أجاب بنعم على السؤال الأول =  $\frac{.01}{70.}$  ×  $\frac{10}{70.}$ 

ب- النسبة المتوية (٢) لمن أجاب بنعم على السؤال الثاني = ٥٠٠٠
 ١٠٠ × ١٠٠٠

 ٥ ـ يتم عمل تقدير للنسبة بحساب المتوسط للنسبة (١)، (٢) في الخطوة السابقة كالآتي:

متوسط النسبة = ٦٠ + ٥٠ = ١١٠ - ٢ = ٥٥ (النسبة أ).

٦\_يتم طرح متوسط النسبة من ١٠٠ = ١٠٠ - ٥٥ = ٥٥ (النسبة ب).

٧ ـ يتم حساب الفرق بين النسبتين (١)، (٢) في الخطوة رقم (٤). =

٨ ـ تطبق معادلة النسبة المثوية الآتية.

الفرق يكون دالاً عند ٠٠,٠ لو بلغت قيمته من ١,٩٦ إلى ٢,٥٧. ويكون دالاً عند ٢٠,٠١ لو بلغت قيمة ٢,٥٨ فما فوق.

## خامساً التحليل العاملي Factor Analysis

مقدمة: يمكن القول بأن التحليل العاملي يمثل نهاية رحلة المطاف في الإحصاء التي بين أيدينا اليوم، كما يمكن أن يعتبر التحليل العاملي في نفس الوقت قمة التطبيق العملي للمنهج الاستقرائي أي من الجزئيات إلى الكليات.

ويمكن أن نتعقب ذلك المشوار للكشف عن أهداف التحليل العاملي منذ بداية الدروس الأولى للإحصاء حتى استخدام التحليل العاملي في هذا الجزء من الكتاب. فعندما يجري الباحث دراسته على عينة من الأفراد يطبق فيها اختباراً لقياس الذكاء أو الشخصية فإنه يحصل على عدد من الدرجات مماثل لحجم عينة بحثه، وهذه الدرجات في ذلك الإطار المبدئي الذي تكون عليه لا تمثل ولا تعني شيئاً، أي لا يمكن أن يستنتج منها الباحث شيئاً يفيد تساؤلات بحثه أو فروض دراسته لأنها لا تمثل إلا جزئيات مستقلة متباعدة عن بعضها البعض. وبإجراء أولى خطوات المعالجات الإحصائية وهي تصنيف تلك الدرجات في جلول تكراري تتبلور وتتكشف حقيقة المنهج تصنيف تلك الدرجات والذي قد يبلغ المئات أو الآلاف أو أكثر من ذلك يبدأ في التجمع في عدد قليل من الدرجات الإحصائية ولمئات أو الآلاف أو أكثر من ذلك يبدأ في التجمع في عدد قليل من الدرجات الإحصائية في ذلك الجدول التكراري، كما أنه بإجراء مزيد من المعالجات الإحصائية وفي ذلك الجدول التكراري، كما أنه بإجراء مزيد من المعالجات الإحصائية وخساب المتوسط أو الوسيط نجد أن قيمة واحدة قد حلت محل مثات أو

آلاف الدرجات. وبهذه الصورة يتبين أن المنهج الاستقرائي يأخـذ شكل التدرج الهرمي في قاعدة مليئة بدرجات كثيرة (جزئيات) إلى قيمة تقف عليها مجموعة صغيرة من القيم (الكليات).

هذا إذا كان الباحث بصدد متغير واحد أما إذا كان الباحث يدرس أكثر منتغير في وقت واحد لدى مجموعة من الأشخاص فإن الجزئيات التي لديه يتسع حجمها ويكبر. فإذا كانت عينة الدراسة ألف طالب مشار ففي حالة المتغير الواحد أي إذا طبق اختباراً للذكاء تكون لديه ألف درجة (١٠٠٠)، أما في حالة وجود متغيرين كأن يطبق اختباراً لقياس الذكاء وآخر لقياس القدرة اللفظية فسيكون لديه درجين لهذين الاختبارين بالنسبة لكل طالب هو ويكون المجموع الكلي لعدد درجات الاختبارين بالنسبة للألف طالب هو المفان من الدرجات. ويزيد هذا العدد إلى ثلاثة آلاف درجة لو أضاف الباحث إلى الاختبارات اختباراً ثالثاً وهكذا. وبحساب العلاقة بين اختبار الذكاء واختبار القدرة اللفظية يحصل الباحث على قيمة واحدة متمثلة في معامل الارتباط والتي تكشف عن علاقة الذكاء في يد الباحث قيمة واحدة هي معامل الارتباط والتي تكشف عن علاقة الذكاء بالقدرة العدية.

ويتضح مما سبق أنه باستخدام المنهج الاستقرائي تحولت الألفي درجة (جزئيات) إلى معامل ارتباط واحد (كليات). وبالطبع ليس هذا هو نهاية المطاف لأنه بزيادة عدد المتغيرات أو الاختبارات المطبقة على أفراد المينة يزداد عدد معاملات الارتباط والتي يشكل في نهاية الأمر ما يسمى بمصفوفة الارتباط Correlation Matri .

هدف التحليل العاملي: يهدف التحليل العاملي إلى تحليل مجموعة من معاملات الارتبـاط إلى عدد أقـل من العوامل. فمشلاً إذا كان لدينـا معاملات ارتباط لستة اختبارات فمعنى ذلك أننا لدينـا ستة متغيرات ترتبط بعضها ببعض ويبلغ مجموع هذه الارتباطات ١٥ خمسة عشر معامل ارتباط وذلك باستخدام القانون الآتى:

 $\frac{\dot{v} \times \dot{v} - 1}{v}$  (حيث  $\dot{v}$  = عدد الاختبارات).

وبالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد النتيجة =

10 = = 1 - 7 × 7

وفي التحليل نحاول رد هذه الارتباطات إلى عدد أقل من العوامل والتي تكون عادة ثلاثـة عوامل أو عاملين على أكثر تقدير وذلك في حالة المشال السابق أيضاً وذلك على أساس أن كل اختباريين أو ثلاثـة يمثلـون عامـلاً واحداً. ويوضح كلامنا السابق المثال الآتي:

«إذا طبقنا ٤٣ اثنين وأربعين اختباراً على مائتين من الأفراد فإنه سيكون لدينا ٨٤٠٠ (٢٣ × ٢٠٠) ثمانية آلاف وأربعمائة درجة. ودرجات الأفراد هذه اختصارها إلى ٧٨٠ معامل ارتباط حسب المعادلة السابقة.

 $\frac{1 + 2 \times 1}{\gamma} = \frac{1 + 2 \times (1 + \frac{100}{\gamma})}{\gamma} = \frac{1 + 2 \times 1}{\gamma}$  وإذا حللنا هذه المعاملات تحليلاً عملياً فإننا نصل أربعة عشر عاملاً حيث يتفق العامليون أن كل ثلاثة اختبارات تمثل عاملاً واحد فيكون في مثالنا  $\frac{1}{\sqrt{2}} = 2$ 1 تقريباً.

#### مثال تطبيقي:

ممكن أن نأخذ مجال الاختيار المهني كمثال للإجراءات التي تسبق استخدام التحليل العاملي ويستفاد بها في البحوث استفادة تطبيقية وذلك على النحو الآتي:

١ - تبدأ الدراسة العاملية لقدرة من القدرات المتطلبة في اختيار العمال

لمهنة من المهن بعدة فروض يتضمن كل فرض من هذه الفروض ناحية معينة من نواحي تلك القدرة (كالقدرة الحركية مثلاً تتضمن نواحي مثل: مهارة. الأصابع مهارة اليد\_زمن الرجع... إلخ). والتي كشف تحليل العمل Job Analysis لهذه الوظيفة أو المهنة أنه متطلب للقيام براجباتها.

٢ ـ بعد ذلك يتم تحديد الاختبارات اللازمة لقياس تلك النواحي من نواحي القدرة ويكون ذلك بتمثيل كل ناحية بثلاثة اختبارات. فالقدرة العددية لا بدأن يمثلها ثلاثة اختبارات مثل الجمع والضرب... إلخ. ونتاثج التحليل هي التي ستحدد أكثر الاختبارات تشبعاً بهذه القدرة.

٣ ـ بعد تقين الأدوات السابقة بإعداد التعليمات والزمن والنبات والصدق الخاص بها يتم تطبيقها على عينة من الأفراد لا يقل عددهم عن مائتين وذلك لكي نصل إلى عوامل لها دلالة كما يذهب المتخصصون، ولكن من المعتقد أن هذا الشرط لا يمكن الوفاء به وخاصة عند دراسة بعض الظواهر المرضية كما أنه من ناحية أخرى يمكن للباحث أخذ عينات تتمشى مع ظروفه وإمكانياته من حيث العدد وعليه بعد ذلك التأكد من دلالة الارتباطات المستخرجة.

عليق الاختبارات على العينة ثم يتم إيجاد معاملات الارتباط بين
 بعضها البعض فلو فرض أننا لدينا ٦ ست اختبارات طبقت على ثلاث أفراد
 على النحو الآتى :

(1)	(8)	(1)	( <b>T</b> )	(۲)	(١)	ق
مفردات	معلومات	رجع	لفظي	عددي	ذاكرة	
١	٤	4	٤	٤	4	١
٣	٣	١	٥	۴	٣	4
٥	٥	۲	٣	4	٣	٣

فإننا نحصل على معاملات الارتباط الآتية:

أولاً : معاملات الارتباط بين ٢٠١ ثم ٢٠ ٣ ثم ٢٠١ ثم ٢٠٥ ثم ٢٠١. ثانياً : معاملات الارتباط بين ٢٠ ٣ ثم ٢٠ ٤ ثم ٢٠ ٥ ثم ٢٠٢.

ثالثاً: معاملات الارتباط بين ٣، ٤ ثم ٣، ٥ ثم ٣، ٦.

رابعاً: معاملات الارتباط بين ٤، ٥ ثم ٤، ٦.

خامساً: معاملات الارتباط بين ٥، ٦.

وتمثل معاملات الارتباط السابقة مصفوفة الارتباط الأولى والتي يتم من خلالها الحصول على العوامل المختلفة .

 إن أبسط الاختبارات ما كان مشبعاً بعامل واحد وأعقدها ما كان مشبعاً باكثر من عامل ، ولما كان التحليل العاملي يهدف إلى فصل العوامل فإن الاختبارات المعقدة تعوق عملية الفصل وتعوق أيضاً عملية تدوير المحاور.

## نظرية العاملين في التحليل العاملي (\*)

۱ ـ نبعت بذور التحليل العاملي من بحوث وتجارب سبيرمان عام ١٩٠٤
 حيث قام بحساب الارتباطات بين الاختبارات وانتهى منها إلى النتيجتين :

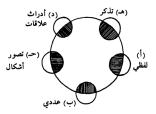
أ ـ وجود عامل عام يدخل في جميع العمليات العقلية ويرمز له بالرمز "g" اختصاراً لـ : General Factor .

ب ـ وجود عامل خاص تختلف فيه كل عملية عن الأخرى ويرمـز له بالرمز "S" اختصاراً لـ : Specific Factor .

ولقـد سمـى سبيرمـان نظريتـه بنظـرية ذات العـــاملين Two Factor" ".T ويبين الشكل التالى هذا الكلام(\*).

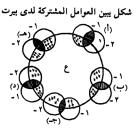
(\*) أنظر بالتفصيل: د. سيد محمد خيري - الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية - النهضة العربية - ١٩٧٠.

## شكل يبين نظرية العاملين لسبيرمان



فنجد في الشكل السابق أن مجموعة القدرات: (أ) اللفظي، (ب) المعددي، (ج) تصور الأشكال، (د) إدراك علاقات، (هـ) تذكر، تشترك جميعاً في وجود عامل (ع) يربط بينها وبين بعضها البعض (يصور ذلك في الشكل الجزء داخل الدائرة). كما أن كل قدرة من هذه القدرات تختلف في جانب منها عن باقي القدرات (يصور ذلك في الشكل أجزاء الدوائر الصغيرة خارج الدائرة الكبيرة).

٧ ـ وفي عام ١٩٠٩ قام سيرل بيرت Cyril Burt بإعادة ما أجراه سبيرمان من تجارب في محاولة منه لاختبار ما توصل إليه فوجد أن معالجته الإحصائية والتي تمخضت عنها الكثير من معاملات الارتباط يعكس أن ما استخدمه من اختبارات يظهر على هيئة مجموعات يربط بين كل مجموعة عوامل مشتركة بين المجموعة الواحدة بالإضافة إلى العامل العام المشترك بين جميم الاختبارات. كما في الشكل الآتي:



ويتضح من الشكل السابق أن بين كل مجموعة من مجموعات الاختبارات أ، ب، ج.، د، هد توجد عوامل مشتركة بينها وبين بعضها البعض بالإضافة إلى وجود عامل عام يربط بين الاختبارات (٢٠١) جميعاً في (٤).

٣ و بعد ذلك جاء ثرستون صاحب الطريقة المركزية فذهب إلى أن العمليات العقلية تنقسم إلى مجموعة من العوامل المستقلة، واستبعد في بادىء أمره وجود عامل عام إلا أنه عاد واعترف بوجوده.

## (۱) طريقة الجمع البسيط Simple Summation M.

١ ـ صاحب هذه الطريقة من طرق التحليل العاملي عالم النفس المعروف سيرل بيرت. ويذهب إلى أنه بعد الحصول على معاملات الارتباط بين الاختبارات المختلفة يتم معرفة تشبع Saturation هذه الاختبارات بالعامل العام وذلك على النحو الآتي:

<sup>(\*)</sup> أنظر المرجع السابق أيضاً.

١ ـ والخطوة السابقة تمثل تكوين مصفوفة الارتباط الأولى.

والخطوة الثالثة تتمثل أيضاً في جمع مجموع الأعمدة ويكون ذلك
 على النحو الآتى:

عمد العمود الأول + عمد العمود الثاني + عمد العمود الثالث = العمدود الرابع .

٤ ـ بعد ذلك يتم إيجاد الجذر التربيعي لمجموع الأعمدة المستخرج
 من الخطوة رقم ٣.

 وتتمثل الخطوة الأخيرة في قسمة مجموع كل عمود على الجذر التربيعي ويكون خارج القسمة هو تشبع كل اختبار بالعامل العام. ويجب أن يكون مجموع التشبعات بالعامل العام مساوياً لقيمة الجدر التربيعي.

#### مثال:

فيما يلي مصفوفة الارتباط الأولى بين مجموع مكونة من ستة الحتبارات تمثل مجموعة من القدرات.

«جدول مصفوفة الارتباط الأولى»

(٢)	(0)	( <b>£</b> )	(٣)	<b>(Y)</b>	(1)	
متشابهات	فهم	مفردات	ذاكرة	عددي	لفظي	
٠,٦٥	٠,١٥	٠,٥٩	٠, ٢٢	٠, ١٣	(,70)	١
٠,٠٩	٠,٦٠	٠,٠٥	٠,٤٥	(,,,)	۰, ۱۳	۲
٠,١١	٠,٥٦	٠,١٤	(,07)	, ६०	, ۲۲	٣
٠,٧١	٠,١٢	(, ٧١)	, 1 £	۰۰,	, 09	٤
• , ۲۲	(,,,)	, 17	, ٥٦	,٦٠	١٥	٥
(, ٧١)	, ۲۲	, ۷1	,11	٠, ٩	, ٦٥	٦

1 - ويلاحظ أن مصفوفة الارتباط السابقة لكي تكون صالحة لعمل المعالجات الإحصائية الخاصة بالتحليل العاملي عليها فلا بد من إكمالها وذلك بوضع الارتباطات الموجودة في الصف الأول في العمود الأول على النحو الآتي: معامل الارتباط بين ١، ٢ يوضع في العمود في مكان ٢، ١ ومعامل الارتباط بين ١، ٣ يوضع في العمود في مكان ٣، ١ وهكذا باقي العمود ثم العمود الثاني . . . إلخ .

٢ - كما أنه بالإضافة إلى ذلك نجد أن الخلية القطرية المقطرية Diagonal وهي معامل الارتباطبين الاختبار ونفسه (١، ١ - ٢، ٢ - ٣، ٣ - ٤، ٤ - ٥، ٥ - ٢) قد تركت خالية. ويرى بيرت Burt مـــلاً هذه الخــلايا بماملات تقديرية، أما ثرستون Thurstone فيرى ملاً هذه الخلايا بأكبر معامل ارتباط في الصف أو في العمود.

 ١ ـ وفيما يلي مصفوفة الارتباط السابقة نجد استكمالها ووضع معاملات الخلية القطرية حسب طريقة ثرستون لسهولتها عن طريقة بيرت.

$$(0,0,0)$$
  $(0,0,0)$   $(0,0$ 

التشبع بالعامل العام = ۲۰, ۵۲۰, ۵۲۰, ۳۳۰, ۹۳۰, ۲۸۰, ۲۸،

وفيما يلى الاختبارات وتشبعاتها على العامل العام الأول.

التشبع	الاختبار	رقم الاختبار
٠,٦٥	لفظي	١
٠,٥٢	عددي	۲
٠,٥٦	حسابي	٣
٠,٦٣	مفردات	٤
٠,٦١	سلاسل أعداد	٥
٠,٦٨	متشابهات	٦

ويلاحظ أن مجموع تشبعت العامل العام = ٦٥, ٠ + ٥، ٠ + ٥، ٠ + ٥، ٠ + ٣٥, ٠ + ٣٠, ١ + ٠ ، ٣١ وهو نفس قيمة العبدر التربيعي .

٢ ـ وفيما يلي الجدول النظري القائم على أساس تشبعات العامل
 الأول.

#### «جدول نظري قائم على أساس تشبعات العامل الأول»

## ويتم اعداد الجدول النظري السابق كما يلي:

(+, 74)

أ ـ يتم ضرب التشبع على الاختبار الأول في نفسه ويوضع الناتج بين قوسين مكان الخلية القطرية (بين ١،١) ثم يتم ضرب تشبع نفس الاختبار في تشبع الاختبار الثاني (٥٠,٠× ، ٥٠) ويوضع الناتج (٣٤،٠) في ١، ٢ ومكذا باقى الاختبارات.

( · , £ 7 ) · , £ 1 · , £ 2 · , 7 · , 7 · , £ 2

ب ـ يتم ضرب تشبع الاختبار الثاني في نفسه أيضاً (٢٠,٥٠ × ٢٥,٠) ويوضع الناتج بين قوسين في مكان الخلية القطرية (بين ٢، ٢) ثم يتم ضرب تُشبع نفس الاختبار لفي تشبع نفس الاختبار الثالث (٢٠,٠ × ٥٠,٠) ويوضع الناتج (٢٩,٠) في ٢، ٣ وهكذا باقي الاختبارات.

جـ ـ يتم تكرار الخطوة السابقة بالنسبة لباقي تشبعات الاختبارات.

د-يتم وضع الارتباطات التي في الصفوف في الأعمدة كما في الخطوة
 الأولى في مصفوفة الارتباط الأولى.

٣- وبعد ذلك يتم طرح الجدول النظري من جدول مصفوفة الارتباط الأولي. وذلك بطرح الارتباطات الموجودة في الصف الأول في الجدول النظري من الارتباطات المقابلة لها في الصف الأول من مصفوفة الارتباط الأولى. وهكذا الصف الثانى ثم الصف الثانث. . . إلخ.

وفيما يلي جدول البواقي الناتج من طرح الجدول النظري من مصفوفة - الارتباط الأولى.

وجدول البواقي الناتج من طرح الجدول النظري من مصفوفة الارتباط الأولى، .

٤ - وبعد ذلك يتم ترتيب جدول البواقي السابق بحيث يتم وضع الاختبارات ذات البواقي الموجبة الإشارة بجوار بعضها والاختبارات ذات البواقي السالبة الإشارة بجوار بعضها ، وذلك كما يتضح في الجدول الآتى:

•	٣	۲	٦	٤	١	
۰,۲٥_	٠,١٤_	۲ ۰,۲۱_	٠,٢١	٠,١٨	٠,٢٢	١
۰,۲٦_	٠, ٢١_	٠, ٢٨ _	٠,٢٨	٠,٣١	٠,١٨	ź
٠,١٩_	٠,٢٧_	• , ۲۸ _ • , ۲٦ _	٠, ٢٥	٠, ٢٨	٠,٢١	٦
٠, ۲۸	٠,١٦	۰,۳۳	٠, ٢٦ _	٠, ٢٨ _	٠,٢١-	۲
•, ۲۲	٠, ٢٥	٠,١٦	٠, ٧٧_	٠,٢١_	٠,١٤_	٣
٠, ٢٣	٠, ٢٢	., ۲۲	٠, ١٩ _	٠,٢٦_	٠, ٢٥_	٥

«جدول ترتيب البواقي حسب الإشارات».

ويلاحظأن جدول ترتيب البواقي قد انقسم إلى أربعة أقسام:

١ ـ القسم الأيمن الأعلى وإشاراته موجبة.

٢ ـ القسم الأيمن الأسفل وإشاراته سالبة.

٣ ـ القسم الأيسر الأعلى وإشاراته سالبة.

٤ - القسم الأيسر الأسفل وإشاراته موجبة.

كما يلاحظ أيضاً أنه يجمع الصف الأول نجده مساوياً لمجموع العمود الأول. ومجموع الصف أو العمود يساوي صفراً.

ه - وبعد الخطوة السابقة يتم عمل عكس للإشارات حتى يكون القسم الأيمن للجدول السابق (جدول ترتيب البواقي) موجب الإشارة وفي هذه الحالة يتم عكس إشارات القسم الأيمن الأسفل ليكون كله موجباً. ثم يتم أيضاً عكس إشارات القسم الأيسر الأسفل حتى يصير القسم الأيسر كله سالب الإشارة. و بإتمام هذه الخطوة يمكن استخراج العامل الطائفي (بإجراء نفس الخطوات التي تمت في مصفوفة الارتباط الأولى واستخراج من خلالها العام) ويصبح شكل الجدول كما يلى:

٥	٣	۲	٦	٤	١	
٠,٢٥_	٠,١٤_	٠,٢١_	٠,٢١	٠,١٨	٠,٢٢	١
٠,٢٦_	٠,٢١-	٠, ٢٨_	٠,٣٨	٠,٣١	٠,١٨	٤
٠,١٩ -	٠, ٧٧ _	٠,٢٦_	٠,٢٥	٠, ٢٨	٠,٢١	٦
٠, ٢٨ _	٠,١٦_	۰,۳۳_	٠,٢٦	٠, ٢٨	٠,٢١	۲
٠, ٢٢ _	٠,٢٥_	٠,١٦_	٠, ٧٧	٠, ٢١	٠,١٤	٣
٠, ٣٠_	٠, ٢٢_	٠, ٢٨_	٠,١٩	٠,٢٦	٠,٢٥	٥
١,٤٣_	1,70_	1,07_	1, 50	1,01	١,٢٢=	 مجـس
٠٠,٠١-	= { , Y •	-		٤,١٩	+	

نج س (\*) = × ۲۲, ۱ + ۲۰, ۱ +

ومن الخطوة السابقة نجد أن تشبعات الاختبارات على النحو الآتي :

التشبع	الاختبار	*رقم الاختبار
•, £ Y	لفظي	١
٠,٥٢	مفردات	٤
٠,٥٠	متشابهات	٦
٠,٥٢_	عددي	۲
٠, ٤٣_	حسابي	٣
٠,٤٨_	سلاسل أعداد	٠
		1.1.1 N

<sup>\*)</sup> بصرف النظر عن الإشارة

 ٦ ـ ويتم توضيح نتيجة التحليل العاملي بطريقة الجمع البسيط على النحو الآتي:

القطبي	العامل	التشبع بالعامل	الاختبارات	رقم
	+	العام		1, 3
	٠,٤٢	٠,٦٥	لفظي	۱ -
٠,٥٢		٠,٥٢	عددي	- ٢
٠, ٤٣		٠,٥٦	حسابي	-٣
	٠,٥٢	٠,٦٣	مفردات	٤ ــ
٠,٤٨		٠,٦١	سلاسل أعداد	-0
	٠,٥٠	٠,٦٨	متشابهات	٦-
				l

٧ - كما يتم عمل التفسير النفسي للعواصل من خلال البحسوث والدراسات السابقة التي تناولت هذه الاختبارات بالدراسة ونجد في المحدول الموجود في (٦) أنه نظراً لأن الاختبارات الستة مشبعة تشبعاً كبيراً بنامام العام وهذه الاختبارات كلها اختبارات معرفية فهناك احتمال كبير بأن هذا العامل هو الذكاء العام أو القدرة العقلية العامة. أما العامل القطبي فببدو أن يقسم بطارية الاختبارات إلى قسمين قسم موجب وقسم سالب. يتضمن القسم الموجب مجموعة من الاختبارات ذات طبيعة واحدة أي، تقيس وظائف واحدة ومن نفس النوع. ويتضمن القسم السالب مجموعة اخرى من الاختبارات ذات طبيعة مختلفة عن الاختبارات السابقة.

تمارين

# ١ ـ حلل مصفوفه الارتباط الآتية مستخرجاً العامل العام والعامل

## القطبي :

g		د	جـ	<del>ب</del>	1
٠,٧٠	٠,١٠	٠,٢٠	٠,٢٠	٠,٧٠	
٠,١٠	٠,٦٠	٠,٥٠	٠,١٠		
. w.					

٠,٣٠ ٠,٤٠

...

#### ٢ \_ حلل مصفوفة الارتباط التالية:

## (٢) الطريقة المركزية

#### Centroid Method

تعتبر الطريقة المركزية التي كونها ثرستون (١٩٣٧) من أكثر الطـرق شيوعًا واستخداماً في البحوث كما أنها مبنية على الجمع البسيط، وتتطلب مجهوداً أقل في حسابها وفيما يلي خطوات هذه الطريقة :

### أ ـ خطوات حساب التشبعات المركزية الأولى:

 تقدر الاشتراكيات على أساس أنها تكون مساوية لأعلى معامل ارتباط للاختبار مع أي متغير آخر في مصفوفة الارتباط بصرف النظر عن الإشارة المصاحبة لأعلى معامل ارتباط في العمود.

٢ ـ جمع كل عمود جمعاً جبرياً مع حذف قيمة الخلايا القطرية ووضعه
 في العمود الأول تحت المصفوفة .

٣ - جمع كل صف جمعاً جبرياً مع حذف قيمة الخلية القطرية ووضع المجموع في الصف الأول على يسار المصفوفة ويجب أن يكون هذا المجموع في نهاية كل من الصف والعمود واحداً وهذه وسيلة المراجعة لهذه الخطوة.

 ي تجميع الاشتراكيات المقدرة لكل متغير على مجموع العمود لهذا المتغير ويوضع في الصف الثاني تحت المصفوفة .

 ميتم جمع الصف السابق للحصول على المجموع الكلي لكل القيم الموجودة في الجدول.

٦ - يتم استخراج الجذر التربيعي لهذا المجموع.

٧- يتم قسمة كل قيمة في الصف على الجذر التربيعي للحصول على العامل المركزي الأول والذي يتمثل في القيم الناتجة لهذه الخطوة والتي تم وضعها في الصف الأخير.

٨ـ كنوع من المراجعة الجزئية ينبغي أن يكون مجموع التشبعات على
 العامل المركزي مساويًا لقيمة الجذر التربيعي.

 ٩ ـ وفيما يلي مصفوفة الارتباط الأولى وحساب تشبعات العامل المركزى الأول:

والنتائج التي سنستعرضها في خطوات الطريقة المركزية هي نتائج دراسة الماجستير التي قام المؤلف بإعدادها عام ١٩٦٩ وعنوانها:

«دراسة تجريبية للقدرات النفسية الحركية المتطلبة في مهنــة دلفنــة الصلب».

ولقد تم في هذه الدراسة إعداد مجموعة من الاختبارات الحركية المقتنة والتي أعدت بناء على نتائج تحليل العمل لمهنة الدلفنة بشركة الحديد والصلب بحلوان ثم طبقت على عينة من عمال خط إنتاج الدلفنة (الاسم الشائع الدرفلة) وبعد ذلك أجريت معاملات الارتباط اللازمة بين هذه الارتباطات للتوصل لهدف هذه الدراسة وهو: إعداد مجموعة من الاختبارات الحركية التي تقيس القدرات المتطلبة في هذه المهنة.

; ·, ; ; ; \* : : : :| .,., .,. ., 14 ., 44 ., 14 ., 14 ÷ ; • : : 

وفيما يلي تشبعات الاختبارات على العامل المركزي الأول:

الاختبار التشبي	رقم	التشبع	الاختبار	رقم
نقر متسبر نقر متسب (۲۹ م زمن رجع عام (۲۰ م تتع تصویب (۱) (۷۹ م تتع تصویب (۳۹ م بات (ورقة وقلم) (۱۹ م بات (ورقة وقلم) (۱۹ م بات (یدین (۱۹ م بات (بالمشرف (۱۹ م	-9 -1. -17 -17 -18 -10 -17	·,·o ·,∀¹ ·,∨¹ ·,ot ·,s¹ ·,t¹ ·,t1	قوة يدين مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى تمييز إدراكي تمييز علامات تمييز علامات إدراك اختباري وضع علامات	-1 -7 -8 -0 -7 -7

#### ب ـ حساب مصفوفة البواقي:

١ ـ يلزم لذلك إعداد جدول للمصفوفة وترقم الأعمدة والصفوف.

٢ - توضع كل من التشبعات في العامل الأول (بدون إشارة) فوق الرقم المقابل لكل متغير في العمود وكذلك بالنسبة للصف. وحينما تستخدم تشبعات العامل في حساب البواقي تعتبر كل هذه التشبعات موجبة بصرف النظر عن إشاراتها في مصفوفة العوامل. ويتم ضرب التشبعات بنفس صورة طريقة الجمع البسيط وبهذا يتكون الجدول النظرى.

٣- تحسب الارتباطات الباقية بطرح الناتج من تشبعات العامل في العمود والصف بالجدول النظري من الخلية المقابلة في مصفوفة الارتباط الأولى ويوضع الناتج في الخلية المقابلة في مصفوفة البواقي الجديدة رأي تطرح خلايا الجدول الناتج من حساب تشبعات العامل الأول من خلايات مصفوفة الارتباط خلية خلية وتوضع في تلمكان لها) .

٩ ـ تعتبر الغيم المتبقية في الخاريا القطرية مساوية للقيم السابق
 تقديرها لهذه الخلايا مطروحاً منها مربع تشبعات العامل على كل متغير.

 و ينبغي أن يكون حاصل الجمع الجبري لكل عمود أو صف في مصفوفة الارتباط المتبقية مساوياً للصفر (أو قريب منه نتيجة التقريب في العمليات الحسابية) ويتخذ هذا بمثابة مراجعة جزئية لدقة الحساب.

٣ ـ ويبدأ من هذه الخطوة عملية استخراج التشبعات للعامل التالي بنفس الطريقة السابقة في استخراج تشبعات العامل الأولى من مصفوفة الارتباط الأولى فيما عدا أنه من الضروري عكس بعض المتغيرات وإعادة تقدير الاشتراكيات لكل اختبار في كل مصفوفة من مصفوفات البواقي. ينبغي أن يعاد تقدير الاشتراكيات بوضع أعلى معامل ارتباط منبقي في كل عصود بصرف النظر عن إشارة معامل الارتباط الذي استخدم في تقديره. وهذه الاشتراكيات المعاد تقديرها لن تستخدم إلا في الخطوة رقم (١١) من القسم التالى (ج) عند استخراج تشبعات العامل الثالث.

وفيما يلي جدول بواقي العامل الأول.

```
워크리크 기위위되다 4 4 후 하기국
, ㅎ 귀도 귀귀되그 그 뭐ㅎ 그 ㅎ 더 히
                           7
 , 하기국 피디콘 6 ፣ 디피 그 기
                           Ŧ
      , 4 4 7 4 4 6 4 2 7 7 7 7 4
        , ໍ ໍ ໍ ፡ : 리크 씨커티씨
         , 경 .. .. 되리 : 심 니 디
          , ፣ 5 위치되되지 기
            , : 기기시키이 =
             . : = 키쉬기:
               , 기취기수 취
                , 7 기 기 이
                  . 하시시
                     اد ،
```

وفيما يلي التشيع على العامل المركزي الثاني والمستخرج من بواقي العامل الأول:

التشبع	الاختبار	رقم	التشبع	الاختبار	رقم
, 49 , 47 , 49 , 47	نقر متسع زمن رجع عام تتبع تصویب (۱) تتبع تصویب (۲) تصویب	- 4 - 17 - 17 - 17	·, \\ - ·, \\ - ·, \\ - ·, \\ ·	قوة يدين مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى تمييز إدراكي تتبع مميز	-1 -7 -# -8
•, ۲۱ •, ۳٦ - •, ۱۰ - •, ۱۳ -	ثبات ثبات يد تآزر يدين رأي المشرف	- \f - \0 - \7 - \Y	·, YE- ·, YE ·, YI	تمييز علامات إدراك اختياري وضع علامات	-7 -7 -A

#### جـ - الانعكاس (عكس الإشارات):

إذا كان أي من مجاميع الأعمدة (مع حذف القيم القطرية) في مصفوفة البواقي سلبياً يكون من الضروري أن نعكس إشارات الصفوف والأعمدة المقابلة له في مصفوفة البواقي ويكون هذا هو الحال عادة في كل مصفوفات البواقي في العوامل المركزية والهدف من عملية الانعكاسات هذه هو جعل المجموع الجبري الكلي لكل القيم الموجودة في الجدول موجبة بقدر الإمكان وينبغي أن يكون ذلك بإتباع الخطوات التائية:

١ - تجمع الأعمدة ويوضع حاصل جمعها على يسار صف المجاميع .

٢ ـ يختار العمود الذي به أكبر مجموع سلبي وينقـل مجمـوع هذا

العمود في الصف التالي مباشرة مع تغيير إشارته إلى موجبة ويرمز لهذا الصف برقم المتغير المنعكس.

٣\_ توضع علامة أمام العمود المنعكس وكذلك فوق الصف المقابل له
 لكى تدل على أن هذا المتغير قد عكس .

٤ ـ تضاعف قيمة الباقي في الصف المنعكس وبالنسبة للعمود الذي عكس وتغير إشارته وتجمع هذه القيمة على مجموع العمود ثم يدخل المجموع الجديد في الخلية المقابلة في الصف التالي الذي يرمز إليه برقم العمود ـ المنعكس.

٣- بعد أن نحصل على كل القيم في هذا الصف الجديد بتلك الطريقة تجمع هذه القيم وإذا كان الحساب صحيحاً فإن مجموع هذا الصف ينبغي أن يكون مساوياً لمجموع الصف السابق مضافاً إليه أربعة أضعاف مجموع العمود الذي سبق عكسه. ويجب أن تتأكد من نتيجة هذه المراجعة بالنسبة لكل صف قبل إجراء الانعكاس التالي.

٦ - إذا كان مجموع من المجاميع الجديدة للأعمدة سلبياً يختار أعلى
 هذه الاعمدة في المجموع السلبي باعتباره العمود التالي الذي يجب عكسه.

٧ ـ تكرر العملية الموجودة في الخطوات من ١ ـ ٤ وذلك باستخدام المجاميع المعدلة للأعمدة في الصف السابق بدلاً من المجاميع الأصلية للأعمدة. ومع هذا فإنه لا تعكس إشارات الأعمدة التي سبق عكسها مرة قبل إضافة القيم المضعفة.

٨ - إذا حدث أثنياء عملية الانعكاس أن عكس عصود ما والصف المقابل له أكثر من مرة في نفس المصفوفة فبالنسبة للانعكاس الأول والثالث (أو أي رقم فردي) ينبغي أن تغير إشارة القيمة المضاعفة قبل أن نضيفها إلى المجموع المعدل للعمود كما في الخطوة رقم (٤) وأما بالنسبة للانعكاس الثاني أو أي رقم زوجي فإن إشارة القيمة المضاعضة تبقى كما هي عند الإضافة.

٩ ـ يظل الاستمرار في عملية الانعكاس حتى تصبح كل مجاميع الاعمدة صفراً أو إيجابية ويتم في كل صف تطبيق المراجعة المذكورة في الخطوة (٥).

 ١٠ يتم تغيير إشارات القيم في مصفوفة الارتباطات أو مصفوفة البواقي كما يلي :

أ ـ تعكس إشارات كل القيم في الصفوف المنعكسة التي ليست في الأعمدة المنعكسة.

ب - تعكس إشارات كل القيم في الأعمدة المنعكسة التي ليست في الصفوف المنعكسة.

 ١١ ـ نحصل حينتلز على التشبعات بالنسبة للعامل التالي بالخطوات السابقة .

١٢ ـ توضع التشبعات في العمود المخصص لها في مصفوفة تشبعات العوامل المركزي الثاني.

١٣ - تجدد إشارات التشبعات المركزية كما يلي:

 أ ـ تكون إشارة العامل الـذي عكس من واحـدة أو عدداً فردياً من المرات عكس إشارته في العامل السابق.

 ب - تكون إشارة العامل الذي لم يعكس أو عكس عدداً زوجياً من المرات هي نفس إشارته في العامل السابق. ١٤ ـ نحصل على مصفوفة البواقي الثانية وما يليها من مصفوفة البواقي بنفس الإجراءات التي استخدمت في الحصول على مصفوفة البواقي الأولى.

١٥ ـ يمكن أن نحصل على مراجعة لصحة تشبعات العامل بإعادة استخراج الارتباطات من تشبعات العامل والفروق بين الارتباط الأصلي والارتباط المعاد استنتاجه ينبغي أن يكون مساوياً للارتباطات المتبقية المقابلة في مصفوفة البواقي الناتجة من استخراج آخر عامل مركزي.

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الثاني وحساب تشبعات العامل المركزى الثالث:

```
기기 > 이 시구 ^ > < : 그 : 뒤찌기 6
. 그 : 국 : 쉬고 6 씨 : 국 씨리스 되신
  · 피크 > 4 회 : 그 : 4 조 * 피기된
    · 워드 비카 6 6 레쉬 시 디 6 4 2
     - 키키크 취기표 키키 6 키이크
       . 기취수 취기하기 4 4
         . 히디슈 최그 조 키 링크 최
          . 교 기기교 기수 씨기그
            . . . . . . . . . . . . .
              . 네씨되하하는 그
                , 기차 기계위찌
                 그 치그 기하다
                   , 존 되기의
```

وفيما يلي تشبعات العامل المركزي الثالث المستخرجة من مصفوفة بواقي العامل الثاني.

التشبع	الاختبارات	رقم	التشبع	الاختبارات	رقم
۰,۳۰	نقر متسع	-4	٠,١٨	قوة البدين	-1
·, ۱۷ ·, ۲۱ -	•	-11	٠, ٢٠	مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى	-4
·,1v	تتبع تصویب (۲) تصویب	- 17 - 17	·, YY_ ·, £Y_	تمييز إدراكي تتبع مميز .	- ŧ
۰,۲o	ثبات ثبات ید	-18	·,^·-	تمييز علامات إدراك اختياري	-7 -V
۰, ۱٤ <sub>-</sub> ۲۳, ۲۳	تآزر يدين رأي المشرف	- 17 - 17		وضع علامات	-^

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الثالث وحساب تشبعات العامل الرابع:

```
그 그 그 기기위: 그 사 지원기도 하= =
. 6 . > 되이되는 그 기구 되이이고 ..
 · ㅋ : 히 의 = 티 티 씨 의 의 히 + 위 =
   · 씨숙 - 되쉬 - : : 하시네니:
    ( 4 시시기위 = = 의기 : = 
      · ㆍ ㆍ 시기시기 테스 기기
         · 조히: 프로리시키크
          - 취취취> = 취취기
              . 시기되: 그 =
               . 기기조 + 3
                 . 그 기 기 기
                     . 3
```

وفيما يلي تشبعات العامل الرابع المركزي والمستخرجة من مصفوفة العامل الثالث.

التشبع	الاختبار	رقم	التشيع	الاختبار	رقم
٠, ۲۸	نقر متسع	-1	٠, ١٧	قوة يدين	-١
1, 27	زمن رجع عام	-10	٠,٤٠_	مثابرة عضلية يمنى	_ ۲
٠,١٣	تتبع تصویب (۱)	-11	٠,٣٢	مثابرة عضلية يسرى	-٣
٠,١٨-	تتبع تصویب (۲)	-17	٠,١٦	تمييز إدراكي	-1
٠,١٣	تصويب	- 18	٠, ۲۹	تتبع مميز	-0
ا۔ه٠,٠	ثبات	-18	٠,٢٥_	تمييز علامات	-٦
۰٫۱٥	ثبات يد	-10	٠,١٤_	إدراك اختياري	-٧
٠,١٨-	تآزر يدين	-17	٠,١٧_	وضع علامات	-^
٠,١٧	رأي المشرف	- 17		_	
		l			

وفيما يلي بواقي العامل الرابع وحساب تشبعات العام الخامس:

```
· 최취취기수 기위하신: 취귀호 주 ^ >
                                 ₹
 . 그 하그 하는 그 기의 취취 그 그 기고 신
   . 씨리도 커피 리스크 워워싱싱씨드
     , 하그 귀 : 그 기 ... 하하하기
                                 7
         , 시작 기구 기차 기 : 시신기
          , 4 2 6 2 3 4 5 6 6 1 4
            1 3 4 3 1 4 6 5 1 3 2 1 6 1
              . 16 61: 27: 1
                , 기기 : 이 시키 :
                  , 기취 : 시 : 지
                    . 기체되었동
                     , = = = | = |
```

وفيما يلي العامل المركزي الخامس المستخرج من مصفوفة بواقي العامل الرابع.

التشبع	الاختبار	رقم	التشيع	الاختبار	رقم
٠, ٢٠	نقر متسع	-9	٠,٤٥_	قوة يدين	-1
•,1Y •,19	زمن رجع عام. تتبع تصویب (۱)	-11	·,·o_	مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى	- Y - W
٠,٠٨-	تتبع تصویب (۲)	- ۱۲	٠,٠٥_	تمييز إدراكي	- <b>£</b>
٠,٣٢	تصویب ثبات	- 18	·, £·	تتبع مميز تمييز علامات	-°
٠, ٧٠_	ثبات ید	-10	٠,١٩	ادراك اختياري إدراك اختياري	_v
۰,۱۰ ۱,۲۱-	تآزر يدين رأى المشرف	- 17 - 17	٠,١٧-	وضع علامات	-^
, , , , _	راي المسرت	- 11			

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الخامس وحساب تشبعات العامل السادس .

```
. 하기 : ^ : > 최 귀 귀 기 : - > 기 :
  , 김기 귀기가 기취하다 하다 다 귀
     . 레기워레: ㅋㅋㅠ레리ㅋ 기
      . ㅋ 레기 = 기 = > : 키 | 리기
       , 그 뒤 위 6 축 수 기 수 귀 기
         , 11 61 2 4 21 41 5
            , 3 = 3 = 1 = 1 =
              اذ تداد ،
               . . . . .
                1 4 4 7
                  , २ न
```

وفيما يلي تشبعات العامل المركزي السادس المستخرجة من بواقي العامل الخامس.

التشبع	الاختبار	رقم	التشبع	الاختبار	رقم
٠,١٦	نقر متسع	-9	٠,١٥	قوة اليدين	٠-١
· , 48 -	زمن رجع عام تتبع تصویب (۱)	-11	۰,۱۲ <sub>-</sub>	مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى	- Y - W
٠,٠٨	تتبع تصویب (۲)	- 17 - 14	٠,٣٥	تمييز إدراكي	- ٤
., ۱۳-	تصویب ٹبات	-11	۰,۰۸-	تتبع مميز تمييز علامات	-ه -٦
·, ۲۷	ثبات ید تآزر یدین	-10	۰,۱۸ ۰,۱٤	إدراك اختياري وضع علامات	-Y
۔ ۳۰ -	دارر يدين رأي المشرف	- 17	-,14	وسم عرب	-^

#### د ـ محكات استخلاص العوامل المركزية:

لمعرفة عدد العوامل التي علينا أن نستخلصها، من مصفوفة الارتباط نقوم بتطبيق المعادلة الآتية لتحديد الحد الأدنى من العوامل التي يتم استخلاصاً.

حيث بدل الرمز (م) على عدد العوامل ، والرمز (ت) على عدد الاختبارات. والنتيجة في حالة المشال السابق عرض مصفوفة ارتباطه الاحتبارات، ومصفوفات بواقية هي أن العوامل التي يتم استخلاصها بناءاً على هذه المعادلة = ١١,٣ . وفي حالة عدم تمشي تلك النتيجة مع الفروض (وهو ما حدث في هذا المثال) وتسير عليه معظم البحوث هو أن عدد العوامل يجب

أن لا يزيد عن ثلث عدد الاختبارات، أي عدد الاختبارات مقسوماً على ثلاثة.

ويستخدم محك بيرت \_ بانكز Burt-Banks لتحديد الخطأ المعياري للتشبع الصفري فعن طريقه يمكن الوصول إلى عدد التشبعات التي ليس لها دلالة وعندما تصل إلى أكثر من ٥٠٪ من عدد الاختبارات يتم إيقاف استخلاص العوامل ومعادلة المحك هي:

الخطأ المعياري للتشبع الصفري ر =

حيث (ن) عدد الاختبارات، (ت) رقم العامل، (ن) عدد أفسراد العينة.

وإلى جانب المحك السابق يمكن استخدام محك مويزر Moiser's والذي يقوم على أساس تفرطح النباين الكلي للعوامل المتنالية بحساب هـ لكل عامل ثم تمثيل العلاقة هـ (مجموع مربع تشبعات الاختبازات على العامل) والعامل المقابل لها فيتم الحصول على خطبياني يأخذ في التفرطح حتى يصبح خطأ مستقيماً.

## هـ المعادلة الأساسية للتحليل العاملي:

تنحصر المعادلة الأساسية للتحليل العاملي في قسمة حاصل جمع معاملات ارتباط الاختبار بالاختبارات الأخرى على الجذر التربيعي للمجموع الكلى لمعاملات الارتباط. والمعادلة كالآتي:

س = درجة تشبع الاختبار بالعامل.

مجـ س أخ = مجموع معامــلات الارتبــاط بين الاختبــار وجمــع الاختبارات الأخرى.

مجـ ر = مجموع معاملات الارتباط في الجدول الارتباطي.

وفيما يلي مصفوفة البواقي النهائية .

,	÷	ᆌ	ᆌ	÷	÷	<b>:</b>	긔	긔	•	ᆡ	÷	<u>.</u>	<u>.</u>	÷	-1	ا ا	۲
		4	ا>	ᆌ	:1	ا۔	÷	÷	:	<b>:</b>	:	ا:	اه		اذ	اذ	1
			킈		÷	اخ	÷	خ.	÷	=	=1	<u>:</u>	ᆌ	÷	انـ	4	ó
				።	;	:	÷	i	<u>:</u>	:	<u>:</u>	اــٰ	:	:	÷	:	ĭ
					i۱	<u>:</u>	<u>:</u>	اه	<u>:</u>	÷	ż	٤Ì	اه	:	اہ	ᆌ	Ŧ
						÷	<u>:</u>	÷	-1	÷	-	خ	i	÷	ż	÷	7
							<u>.</u>	÷	ند	۶l	۱۱	÷	=	ż	اۃ		=
٠ <u>٠</u>							•	اذ	4	÷	<u>:</u>	ᆌ	÷	i۱	÷	<b>i</b> l	=
مصفوفة البواقي النهائيا									÷	ᆌ	ᆡ	÷	÷	÷	:	اه	•
الله الله									•	اه	خا	71	-1	÷	;	<b>;</b>	>
ŧ.											÷	=	4	ᅬ	-1	ż	<
												÷	÷	6	÷	i	_
												,	7	=	<u>:</u>	ä	•
														اذ	ᆡ	•	3
														1	÷	<b>:</b>	4
															,	:1	٦
																•	-
_			_	_	_	_	_	_	_		_		_		_		

وفيما يلي تشبعات العوامل المركزية الست السابقة بعد تغير إشاراتها كما جاء في الخطوة رقم ١٣ (في الجزء جـ: الانعكاس). وقد جاء في هذه الخطوة أنه يتم تغير إشارات التبعات المركزية الست السابقة وفقاً لما يلي:

أ ـ تكون إشارة العامل الـذي عكس مرة واحـدة أو عدد إفـرادياً من
 المرات عكس إشارته في العامل السابق.

ب ـ تكون إشارة العامل الذي لم يعكس أو عكس عدداً زوجياً من. المرات هي نفس إشارته في العامل السابق.

«جدول التشبعات على العوامل السنة قبل وبعد تغيير الإشارات»

رات	لإشا	فييرا	بعدت	بعات	التشي	رات	لإشار	غيير ا	قبل ت	مات	التشب	الاختبارات	Ĵ.
٦	٥	٤	٣	۲	١	۲	٥	ŧ	۴	۲	١	الاحتبارات	تسممسلسل
١٥	٤٥	<del>1</del> v	17	77	۰۰	١٥	٤٥	۱۷	₩	۱۸	۰۰	قوة اليدين	١
۱۲	.0	٤٠	7.	₹7	۲٠	۱۲	۱۰۰	٤٠	۲٠	44	٧٠	مثابرة يمن <i>ي</i>	۲
44	۱۷	44	۲۸	٤٠	41	77	īv	77	۲۸	٤٠	41	مثابرة يسرى	۳
40	1.0	17	77	١.	٧١	٣0	7.5	17	۱۳	١.	٧١	تمييز إدراكي	٤
۱۸	٤٠	49	٤٧	٣٣	٥٤	•×	٤٠	49	٤٧	44	٤٥	تتبع مميز	اه
14	77	70	۰۸	7 2	٤١	۱۲	77	70	•×	71	٤١	تمييز علامات	٦
١٨	۱٩	١٤	1.	Y £	71	۱۸	19	٦٤	7:	7£	4 £	إدراك اختياري	٧
١٤	۱٧	17	١٥	۲١	٥٦	۱٤	17	۱٧	١٥	۲١	۲٥	وضع علامات	٨
14	۲٠	۲۸	٣٠	44	٤٩	17	۲٠	۲۸	۳.	44	٤٩	نقر متسع	٩
72	۱۲			۲٧	۲۷	٣٤	17	٤٦	۱۷	47	47	زمن رجع عام	١.
١٤	19	18	71	44	٥٦	12	۱۹	۱۳	71	49	٦٥,	تتبع تصویب «۱»	11
.,	٠٨		۱۷	74	٤٧	٠٨	٠٨	17	17	74	٤٧	تتبع تصویب ۲۱»	11
1.0	77	14	47	<u></u>	٠٩	٠٧	44	۱۳	₹7	00	٠٩	تصويب	18
۱۳	• 7	۰۰	۲۵	۲١	٤٤	14	٠٦	:	40	۲١	٤٤	ثبات	١٤
₹7	٧٠	۱٥	٤٢	77	۱٤	۲٧	٧٠	١٥	٤Y	۳٦	١٤	ا ثبات مميز	١٥
11	10	۱۸	١٤			11	١٥	77	11	7.	٠٧	تآزر يدين	17
40	۲١	17	74	77	17	70	۲۱	۱۳	44	17	۱٦	رأي المشرف	17.
$\Box$					L		L			لـــا			

وفيما يلي جدول حساب قيمة الارتباط الأصلي من البواقي النهائية ومن العوامل المركزية كما جاء في الخطوة ١٥ (من ج: الانعكاس). وتتلخص هذه الطريقة في أنه لو تمكنا باستخدام البواقي بعد العامل السادس والتشبعات على العوامل الست من الحصول على قيمة الارتباط الأصابي لدل (الارتباط الذي يقع على يسار الخلية القطرية في مصفوفة الارتباط الأولى) ذلك على دقة خطوات التحليل العاملي، وذلك إذا كان الفرق بين قيمة الارتباط الأصلي والمجموع الناتج بعد إضافة الباقي بالإشارة المعدلة لا درتباط الأصلي تغيير إشارة بواقعي دلالة له. وتستنزم عملية حساب قيمة الارتباط الأصلي تغيير إشارة بواقعي تظل إشارة التشبعات التي انعكست عدداً زوجياً من المرات كما هي، أما التشبعات التي انعكست عدداً زوجياً من المرات كما هي، أما التشبعات التي انعكست عدداً فردياً من المرات فتغير الإشارة الخاصة بها. وبعد ذلك يتم حساب الارتباط الأصلي بضرب تشبع كل اختبارين على العوامل الستة ثم يضاف هذا الناتج على قيمة البواقي بعد العامل السادس (وهنا قيمة البواقي على يسار الخلية الخلية القطرية في مصفوفة البواقي يتم الباقي الخاص بالعملية رقم ١٧ هو باقي اختبار ١٧٠١). وبعد ذلك يتم إيجاد الفرق بين هذا الناتج بعد إضافة البواقي إليه وبين قيمة الارتباط الأصلي .

# «جدول حساب الارتباط الأصلي من البواقي النهائية»

الفرق	قيمــة الارتباط الأصلي	المجمسوع الناتسج بعسد إضافسة الباقي	البواقي	عدد الانعكاسات	الاختبارات	رقم
٠,٠٠٨١ -	٠,٠٥٠٠	٠,٠٥٨١	٠٠٠٠٠,	٦	۱ ، ۲	١
, • ١ ٢٣	٠,٤٨٠٠	٠,٤٦٧٧	٠,٠٤٠٠	٨	۲ ، ۳	۲
۰,۰۰۰۳	٠,١٣٠٠	٠,١٣٥٣	٠,٠٦٠٠	٧	٤،٣	٣
٠,٠٠٢٩	٠,٦٨٠٠	٠,٦٨٢٩	٠, ١٢٠٠	۰	٤، ٥	اءُ
.,	٠,١٦٠٠	٠,١٦٢٧	٠,٨٠٠		٦ ، ٥	•
٠٠,٠٨٨	٠,١٠٠٠	٠,١٠٨٨	٠,٠٤٠٠	٦	٧،٦	٦
٠,٠٠٣٥	٠,١٥٠٠	٠,١٥٣٥	٠,٠٥٠٠	٤	۸،۷	٧
٠,٠٠٠	٠,٣٧٠٠	٠,٣٧٠١	٠,٠٣٠٠	۲	9 6 %	시
٠,٠٠٣٠	٠,٤٨٠٠	٠,٤٧٧٠	1, 14	١ ،	۱۰،۹	۱۹
.,	.,11	٠,١٠٩٦	٠,٠٤٠٠	٣	11.11	1.
.,	., 74	٠, ٢٩٦٦	1, 12.	٤	17.11	111
1, 1121 -	1.,77	٠,١٤١-	1,.0	۰	14.14	14
1.,	1.,	٠,٠٥١٨_	٠,٠٦٠٠	۰	18 . 17	14
٠,٠٠٣٤	.,17	1,1748	٠,٠٦٠٠	۰	10 . 12	١٤
1.,1_	٠,٦٠٠	1,1019	٠,٠٥٠٠	٧ ا	17.10	۱٥
.,٧٤	٠,٠٦٠٠	٠,٠٦٧٤_	.,	\ v	17 . 17	١٦
٠,٠٠٣٧	٠,١٨٠٠	٠,١٨٣٧	٠,٠٤٠٠	•	1 . 14	۱۷

# تدوير المحاور للعوامل المركزية

### **Rotation of Axse**

يذهب ثرستون إلى أن العوامل المركزية لا يمكن تفسيرها تفسيراً نفسياً الإ بعد إدارة المحاور بتويل نمط التشبعات إلى التركيب البسيط Simple ويوجه سبيرمان النقد لهذه العملية حيث يقرر إدارة المحاور حتى تحصل على أقصى عدد من التشبعات الصفرية ينتج عنه تقسيم العامل العام إلى عدد من العوامل الصفرية عديمة الدلالة. ويؤيد سيرل بيرت سبيرمان إلا أن ثرستون دحض رأيهم بأن إدارة المحاور توصل لنفس العوامل بتحليل نفس الاختبارات في بطاريات مختلفة وتؤيد دراسات جلفورد وكوكس رأيه

ويحدد ثرستون معايير التركيب البسيط بخمس.

أولاً: لا بدأن يحتوي كل صف في التحليل على تشبع صفري على الاقل (بيساطة الاختبار).

ثانياً: يحتوي كل عمود على عدد من التشبعات الصفرية يعـادل عدد العوامل على الأقل (طاثفية الاختبار).

ثالثاً: إذا أخذنا أي عمودين من أعمدة التشبعات ينبغي أن يكون بهما عدد من الاختبارات التي تتلاشى تشبعاتها بأحد العاملين فقط دون أن تتلاشى تشبعاتها بالعامل الآخر معادلاً لعدد العوامل على الأقل (الاقتران البسيط).

رابعاً: بالنسبة للدراسات التي تتضمن أربعة عوامل أو أكثر فيجب أن يكون هنـــاك عدد من المتغيرات ذات تشبعـــات صغيرة جداً بأي زوج من العوامل بحيث يمكن إهمالها. خامساً: كما يجب أن يكون هناك أيضاً عدد قليل من المتغيرات مشبعة بتشبعات ذات دالة لأي زوج من العوامل. وهذه المعايير السابقة تنطبق على التدوير المائل بسهولة أكبر مما يحدث مع التدوير المتعامد.

ويورد كاتل محكات عملية التلوير على النحو الآتي بحيث تصبح كل التشبعات موجبة أو صفرية وهي تدوير المحاور لكي تنفق مع الاكتشافات السيكولوجية أو الإكلينيكية وذلك بمرور المحاور خلال تجمعات المتغيرات أو الأعراض المعروف وجودها في هذه الاكتشافات، كذلك تدوير المحاور لتنفق مع العوامل السابقة في التحليلات العاملية السابقة، ثم تدويرها لوضعها خلال مراكز التجمعات، كذلك تدوير المحاور لتنفق مع العوامل المتعامدة التي يكشف عنها بالتالي، وأخيراً تدوير المحاور لإنتاج تشبعات تتفق مع التوقعات النفسية العامة.

### أ \_ التدوير المتعامد للعوامل المركزية :

يمتفظ التدوير المتعامد Orthogonal Rotation بالتعامد الفائم بين العوامل الإصلية ويدل على أن معاملات ارتباط العوامل يساوي صفراً وذلك لما يتميز به عن التدوير المائل .Oblique R من استقلال أي عدم ارتباط المحاور وبساطة تناوله حسابياً وبالرسم البياني. كذلك فإن زواياه ثابتة بين المحاور ولا تختلف باختلاف العينة كما في التدوير المائل.

#### ب - المعادلة الأساسية لعملية التدوير:

تعتمد المعادلة الأساسية لعملية التـدوير على جيب زاوية التـدوير وجيب تمامها وذلك حسب اتجاه المحوريين كما يلي:

١- إذا كان التدوير في اتجاه عقرب الساعة Clockwise Rotation تصبح
 معادلة التدوير :

ت ١ بالعامل الأول = ت ١ بالعامل السابق × جيب تمام زاوية التدوير
 + ٢ بالعامل السابقة × جيب زاوية التدوير

ت ٢ بالعامل الثاني = ت ١ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير + ت ٢ بالعامل السابق × جيب تمام زاوية التدوير .

ت ١ بالعامل الأول = ت ١ بالعامل السابق × جيب تمام زاوية التدوير
 + ت ٢ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير.

ت ٢ بالعامل الثاني = ت ١ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير + ت ٢ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير .

وتتلخص تلك المعادلة في الوضع الآتي وذلك تسهيلاً للعمليات الحسابة:

١ \_ التدوير تجاه عقرب الساعة:

ت خ ۱ = ت ۱ جنا (- ت ۲ جا) ت خ ۲ = ت ۲ جنا (- ت ۱ جا)

٢ \_ التدوير عكس عقرب الساعة:

ت خ ۱ = ت ۱ جتا (- ت ۱ جا). ت خ ۲ = ت ۲ جتا (+ ت ۲ جا).

#### تعليق:

في دراسة لنا عن «القدرات النفسية الحركية المتطلبة في مهنة دلفنة الصلب، أجرينا التدوير المتعامد للعوامل المركزية الست السابقة عرضها استخدمنا ورق مربعات ملليمترات من النوع الشفاف رسم عليه محوري التدوير ثم قمنا بتجربة استخدامه في استخراج العوامل المدارة على النحو التالي بهدف الوصول إلى طريقة اقتصادية في التدوير من ناحية الوقت:

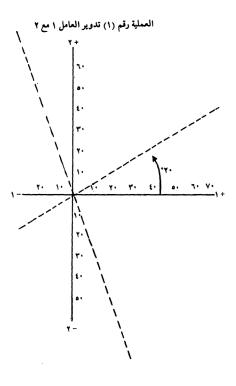
١ ـ يوضع محوري الشفاف على كل من محوري العوامل المركزية
 بعد وضع النقط التي تمثل عامل التدوير في كل عملية.

٢ ـ التأكد من ظهور العلامات التي تمثل الاختبارات على العاملين
 المراد إدارتهما.

٣-إدارة ورق الشفاف بحيث يقع محوري الشفاف على مجموعة من
 النقط لتى تمثل الفرض الذي في ذهن الباحث.

يحسب تشبع العاملين الذي تم تدويرها حسب ظهـور النقـط في
 ورق الشفاف بعد إدارة محورها.

وفيما يلي مثالاً بيانياً لعملية التدوير ويمشل ذلك العملية الأولى في تدوير العوامل الست السابقة وذلك بالنسبة للعامل الأول والعامل الثاني أي تدوير ١ مع ٢. ويبين الخط المستقيم المتصل المحاور قبل التدوير كما يبين الخط المستقيم المتقطع المحاور بعد التدوير عكس اتجاه عقرب الساعة بزاوية قدرها عشرون درجة (٣٠°).



وبعد إدارة محاور العوامل المركزية تدويراً متعامداً بالصورة السابق عرضها تم الوصول للعوامل المتعامدة الست الآتية :

العامل	العامل	العامل	العامل	العامل	العامل	الاختبارات	رقم
(7)	(0)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)		h-3
صفر	77	٠٧	٣٩	7 £	٧	قوة اليدين	-١
7 £	٠٦	49	17	٤٦	صفر	مثابرة عضلية يمنى	- ٢
77	19	۲۸	19	۳٥	صفر	مثابرة عضلية يسرى	-4
11	٤٤	٠٧	١٦	١٦	77	تمييز إدراكي	٤ _
71	٧٦	صفر	صفر	19	٣0	تتبع مميز	ه ـ
19	صفر	17	44	17	٤٢	تمييز علامات	٦-
19	7 £	77	۱۳	۰۷	۱۷	زمن رجع اختياري	- ٧
1.7	17	۳٠	ه ۰	صفر	٥٦	وضع علامات	- ^
19	صفر	٤٨	صفر	17	77	نقر متسع	-9
صفر	19	٤٦	٣٦	19	۳٠	زمن رجع عام	- 10
- 19	٠٠	• • •	۰۷	صفر	٤٥	تتبع تصویب (۱)	- 11
صفر	٠٧	7 £	19	<u>.√</u>	٤٨	تتبع تصویب (۲)	- 17
٤٧	١٣	19	صفر	٤٦	11	تصويب	- 14
صفر	صفر	صفر	17	صفر	٥٣	ثبات	- 18
٤٤	74	17	71	۲۸	17	ثبات اليد	- 10
صفر	••	17	17	٠٩	صفر	تآزر يدين	- 17
14	٣٧	19	17.	·v	صفر	مقياس التقدير	- 17
	<u> </u>	<u></u>					

واتضح من الجدول السابق أن المعايير التي أوردها كاتل عن العوامل المتعامدة تنطبق إلى حد كبير على العوامل المتعامدة السابقة ، ويتم بعد ذلك تفسير العوامل المتعامدة السابقة ، ويعتبر التشبع ٣٠٠, • فما فوق هو الحد الذي لا يؤخذ دونه في الاعتبار عند التفسير . وفيما يلي العوامل الست ومسمياتها بناء على هذا الحد، وترتيب الاختبارات حسب تشبعاتها ترتيباً تتازلياً .

	١ ـ المعامل الأول: زمن الرجع
٠,٦٠	١ ــ التمييز الإدراكي
٠,٥٦	۲ ـ وضع علامات
٠,٥٦	۳ ـ نقر متسع
٠,0٤	<b>؛</b> ـ تتبع تصویب (۱)
۰, ۵۳	٥ ـ ثبات
٠,٤٨	٦ ـ تتبع تصویت (٢)
٠, ٤٢	۷ ـ تمييز علامات
۰,۳٥	۸ ـ تتبع مميز
٠,٣٠	۹ ــ زمن رجع
	٢ ـ العامل الثاني: المثابرة العضلية
٠, ٥٣	١ ـ المثابرة العضلية اليسرى
٠, ٤٦	٢ ـ المثابرة العضلية اليمني
٠,٤٦	٣ ـ تصویب
٠,٣٤	<b>۽ ۔ قو</b> ة يدين
	٣ ـ العامل الثالث: قوة الأيدي
٠,٣٩	١ _ قوة يدين

٠,٣٦	۲ ـ. ومن رجع
٠,٣١	٣ ـ ثبات يده
• , *Y	<ul> <li>٤ ـ مقياس التقدير .</li> </ul>
	<ul> <li>إلعامل الرابع: سرعة حركة الأصابع</li> </ul>
٠,٤٨	۱ ـ نقر متسع
٠,٤٦	۲ ـ زمن رجع
٠,٣٠	٣ ـ وضع علامات
ط	<ul> <li>العامل الخامس: التأزر الحركي البسيد</li> </ul>
٠,٧٦	۱ ـ تتبع مميز
۰,۷٦	۱ - تتبع مميز ۲ - تتبع تصويب (۱)
•	_
٠, ٥٠	۲ ـ تتبع تصویب (۱)
•,••	۲ ـ تتبع تصویب (۱) ۳ ـ تمییز إدراکي
•,••	۲ - تتبع تصویب (۱) ۳ - تمییز إدراکي ۶ - مقیاس التقدیر
·, a· ·, ££ ·, YV	۲ - تتبع تصویب (۱) ۳ - تمییز إدراکي ۶ - مقیاس التقدیر ۲ - العامل السادس: ثبات الذراع

# التفسير النفسي للعوامل المتعامدة

يجمع الكثيرون ممن استخدموا التحليل العاملي على أن العوامل التي تنشأ في تجربة من التجارب تكون متعلقة بالاختلافات الواضحة في التعليم والخبرة والوضع الثقافي لعينة التجربة، ليس ذلك فقط بل ذهب ترستون إلى أن الاعمار المختلفة ـ لافراد العينة تظهر تشبعات عاملية مختلفة على نفس الدور. الاختبارات، كذلك ذهب وودرو إلى أن التدريب يلعب نفس الدور.

ويذهب جلفورد إلى أن العوامل تعتمد على الظروف المحيطة بمصدر البيانات والتي يعتمد عليها التحليل وبعض هذه الظروف يرتبط بطبيعة العينة والبعض الآخر يرتبط بطبيعة الاختبارات ومحتوياتها كمستوى صعوبة الاختبار والذي عادة ما يكون نسبياً بالنسبة للعينة المختبرة، كذلك زمن الاختبار. وعلى هذا وقبل أن نستطرد في مناقشة العوامل المركزية التي استخلصناها وتفسيرها لا بد أن نناقش ذلك في ضوء مواصفات عينة التجربة التي نحن بصدها على اعتبار أن العوامل التي استخلصناها في تجربتنا تعتبر نتيجة للعينة بتلك المواصفات، بحيث أثرت في تركيب العوامل بالشكل التي نتيجة للعينة بتلك المواصفات، بحيث أثرت في تركيب العوامل بالشكل التي تؤثر في العوامل.

#### ١ - الطبقة :

وأول هذه النواحي الطبقة التي ينتمي إليها الشخص في البحث، وقد وجه سبيرمان (١٩٢٧) الأنظار إلى الفروق الجماعية في النماذج العماملية بقوله وثمة أمر هام على تشبع القدرة بالعامل يبدو أنه الطبقة التي ينتمي إليها الشخص في البحث. قد وجد مصطفى سويف فروقاً جوهرية في مستوى الاستجابة بين المصريين والإنجليز كما أمكنه في تلك الدراسة من استخلاص عامل ثالث جديد، ويتبين لنا ذلك في مثالنا السابق ، الأمر الذي لا يمكن إهماله.

#### ٢ \_ العمر:

وثاني هذه النواحي العمر إذ تشير البخوث إلى أن القدرات تصبح فعلاً أكثر تخصصاً كلما تقدم الطفل في العمر، فبين أطفال الحضانة تبين أن العامل العام كبير نسبياً والعوامل الطائفية أقل أهمية، وقد تبيت هذه النتائج في تقنين مقياس وكسلر بلفيو (أثر تغير العمر في النمط العاملي بين الكبار) فقد متوسط معاملات الارتباط في الاختبارات الداخلية في هذا المقياس بانتظام من مجموعة أعمار ٢٥ - ٢٩ وهي بانتظام من مجموعة أعمار ٢٥ - ٢٩ وهي بهذا تتفق مع نتائج الدراسات الاخرى إلا أنه في مجموعة الأعمار ٣٥ - ٤٤ ارتفع متوسط معاملات الارتباط إلى ٣٦ ، وفي مجموعة ٥٠ - ٩٥ ارتفع ثانياً إلى ٣٤ ، وهي مجموعة ١٠ و بهذا تنفق مع نتائج الدراسات الاخرى . إلا أنه في مجموعة الاعمار ٥٠ - ٩٥ ارتفع ثانياً إلى ٣٤ ، ٥ ، وبهذا فقد قدم التحليل دليلاً على وجود عامل عام يتدخل في اختبارات مجموعة التسع سنوات وفي مجموعة وحود عامل عام يتدخل في اختبارات مجموعة التسع سنوات وفي مجموعة الاساسي وفي بحثنا نجد أن الاعمار تتراوح بين ١٨ - ٣٣ عاماً بمتوسط عمر ١٥ ، ٢٧ وانحراف معياري ٤٤ .٤ وبهذا نستطيع أن نرى أن متوسط معاملات الارتباط الذي وصل إلى ٩٠ ، ٥ ، ينبثق تماماً عن الخصوصية التي يتم الأداء في هذه السنة .

### ٣ ـ التعليم:

يلعب مستوى التعليم دوراً لا بأس به في التركيب العاملي، فقد كتب طومسون عند مناقشته للتطورات الأخيرة في نظريته الخاصة بالعينات ما يأتي و... يمكن ملاحظة قبل عام في التقارير التجريبية ما يؤيد أن البطاريات لا يتسنى شرحها بعدد قليل من العوامل في الكبار كما هو في الأطفال، وقد يكون ذلك بسبب أن تعليم الكبار ومهنتهم قد فرضوا تركيب معيناً على عقولهم لا يوجد لدى الصغار وبعض هذا التركيب فطري دون شك إلا أن اكثره يحتمل أن يكون راجعاً إلى البيئة والتعليم والحياة». وفي بيانات وكسلر بلفيو كانت التغيرات في أنماط العوامل بين الأشخاص الأكبر سناً موازية تماماً للفروق التعليمية بمجموعة الأعمار ٢٧ ـ ٢٩ تبدو أكثر تخصصاً في القدرات كما أبدت نفس هذه الملاحظة المجموعة ذات التعليم الثانوي بينما أبدت المجموعة التي تراوحت أعمارها بين ٣٥ ـ ٤٤ والتي تراوح

مستوى تعليمها بين المرحلة السادسة إلى السنة الأولى من التعليم الثانوي تخصصاً أقل في القدارات وأما المجموعة الأكبر سنا والتي أبدت أقل قدر من التخصص فقد تراوح مستوى تعليمها بين المرحلة الخامسة والثامنة إلا أنه في بحثنا من المحتمل إلى حد كبير ألا يتفق مع وجهة النظر السابقة والتي تتلخص في أنه في كل من العمر المتوسط والذي يوازيه في التعليم مرحلة معينة مناسبة تشير الارتباطات بين أداء أفراد المجموعة على اختبارات إلى تخصص أعلى إذ لم يتفق عمر عينة البحث مع مستوى تعليمها كما في بحوث وكسلر إذا لم يصحب عمر أفراد العينة والذي يتراوح بين ١٨ - ٣٣ ارتضاع في مستوى لفئات وظيفية معينة يعمل أفرادها دون غيرهم في خط الإنتاج بمهنة الللغنة كما أن المستوى التعليمي تراوح بين القراءة والكتابة والإعدادية العامة والثانوية العامة والصناعية ومساوى التعليم بهذه الصورة يلعب دوراً له وزنه في العوامل المستخلصة.

#### ٤ \_ الخبرة :

والحقيقة أن الخبرة باعتبارها تمثل المدى الذي وصل إليه الفرد من اكتسابه للمهارات المختلفة - تلعب نفس الدور الذي يلعبه كل من التعليم والجرة فقد وجد بين جماعات الرجال الكبار أن معاملات الارتباط بينب كل اختبارين من ثلاثة اختبارات للمهارة اليدوية دائماً أعلى لدى العمال في الإعمال التكرارية الروتينية عنها بين الكتبة أو العمال المهرة. إذ بلغ بين العمال العاديين ٤١, وبين الكتبة ٢٦, وبين العمال المهرة ٢٠, ، وهذا يوضح دور الجرة التي تكتسب أثناء التدريب أو الأداء الواقعي ولقد تراوحت خبرة العينة في تجربتنا بين سنة وسبع سنوات بمتوسط حسابي ٢٦, ٦٦ شهراً وانحراف معياري يعطينا فكرة عن مدى

التشتت في الخبرة بين أفراد العينة والذي يلعب دوره في التنـظيم العاملـي للاختبارات .

### **٥ ـ التدريب** :

وجد وودر و Woodrow كما سبق أن بينا تغيرات ملحوظة في تشبعات الاختبارات بالعوامل بعد تدريب طويل. ولم تكن هذه التغيرات ناتجة عن اعتماد الدرجات على السرعة أو على القدرة العامة بعد التدريب كما كان متوقعاً. وقد حدثت تغيرات معينة في التكوين العاملي لأغلب الاختبارات أثناء التدريب دون أي دليل على زيادة دور السرعة أو القدرة العامة أو وجود عامل عام للتعلم وبالنسبة لعينة البحث فقد قصرت معلوماتنا عن أن تتزود بمعلومات خاصة عن من حصل منهم على برامج تدريبية ومن لم يتدرب وما هي هذه البرامج التي التحق بها البعض، والتي تفيدنا إلى حد كبير في تفسير العوامل.

### المراجع

# أولاً: المراجع العربية

- ١ ـ د. السيد محمد خيري ـ الإحصاء في البحوث النفسية والترسوية
   الاجتماعية النهضة العربية ـ ١٩٧٠.
- ٢ ـ د. فؤاد البهي السيد علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري ـ دار
   الفكر العربي ـ ١٩٧١.
- ٣ د. فؤاد البهي السيد الجداول الإحصائية لعلم النفس والعلوم الإنسانية
   الأخرى دار الفكر العربي ١٩٥٨.
- ٤ ـ فان دالين \_ تأليف \_ محمد نبيل نوفل وسليمان الخضري الشيخ وطلعت منصور غيريال \_ ترجمة \_ سيد أحمد عثمان \_ مراجعة \_ مناهج البحث في التربية وعلم النفس \_ الأنجلو المصرية \_ ١٩٦٩.
- محمود السيد أبو النيل دراسة تجريبية للقدرات النفسية الحركية المتطلبة في مهنة دلفنة الصلب - رسالة ماجستير غير منشورة مقدمة بكلية الآداب جامعة عين شمس تحت إشراف الأستاذ الدكتور السيد محمد خيري عام 1979.
- محمود السيد أبو النيل ـ اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي ـ كتيب
   التعليمات ـ مطعة دار التأليف بالمالية ـ ١٩٧٥ .
- ٧ محمود السيد أبو النيل اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي دراسة

محلية للثبات والصدق والفروق بين الجنسين ـ مطبعة دار التــأليف بالمالية ـ ١٩٧٦.

٨ - محرم وهبي محمود ـ النظرية الإحصائية وتطبيقاتها ـ الجزء الخامس:
 تحليل التباين والتغاير ـ معهد التخطيط القومي ١٩٧١.

# ثانياً: المراجع الأجنبية

- Garrett, E., Henry and Woodworth, R. s., Statistic in Psychology and Education, Vakils Folfer and Simons Private Lto, 1967.
- Anne Anastasia, Psychological Testing, The Macmillan, Comp., New York, 1961.
- Fleishman, E. A., Testing for Psychomotor Abilities by means of Apparatus Tests, Psychological Bulletin, 50, 1953.
- Eysenck, H. J., Handbook of Abnormal Psychology, Basic Books, Inc., N. W., 1960.
- Garett, E., Henry, Great Experiment in Psychology, Appelton, Century Crafts, 1957.
- Guilford, J. P., Personality, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1959.
- Guilford, J. P., Psychometric Methods, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1954.
- Nunally, Tests and Measurement, McGraw-Hill. Book Comp., New York. 1954.
- Vernon, Philip, E., The Structure of Human Abulities, London, Methuen, 1955.
- Spearman, Human Ability, Wynn Jones, 1948.
- Fruchter, Benjamin, Introduction to Factor Analysis, Van Nostrand Comp., 1964.
- Runyon and Hobor Fundamental of Behavioral SEtatistics, Addison-Wesley Publishing Comp., London, 1973.
- Cassel R., N., and Kahn, T. C., The Group Personality Projective Test (GPPT), Psychological Reports, Monograph Supplement, 1-VB, 1961, p. 23.

# فهئرس

o	مقدمة الطبعة الخامسة
11	مقدمة الطبعة الثانية
	الجزء الأول
	مبادىء الإحصاء
١٧	أولاً ـ جمع المعلومات وتصنيفها وتوضيحها بالرسم
	ـ تعريف الإحصاء
۱۸	ـــ فوائد الإحصاء
	ـ فوائد الإحصاء: الأمية كمثال
YY	ثانياً ـ خطوات البحث الإحصائي
Y Y	١ ـ حجم المشكلة وأهميتها
	٢ ـ جمع البيانات الخاصة بالمشكلة
۲٦	٣ ـ وسأثل جمع البيانات:
۳٦	ا ـ استمارة البحث
٣٨	ب ـ الملاحظة
	جــ الوسائــل الموضوعية
۳۱	٤ ـ مصادر جمع البيانات:
۳۱	أ ـ المصدر التاريخي

۴١.	ب ـ المصدر الميداني
٣٢	<ul> <li>٥- الشروط الواجب مراعاتها في جمع البيانات:</li></ul>
	ا دقة جمع البيانات
٣٢	ب ـ مراجعة البيانات
	٦ ـ عينة البحث
	٧ ـ استخدام الاستبيانات كأداة أساسية
	أ ـ تصميم الاستبيان
٣0	ب ـ النواحي التي تراعى في تصميم الاستبيان
	١ ـ السهولة وعدم الغموض
	Y _ عدم التحيز
٣٦	٣ ـ تجنب الأسئلة التي تؤدي إلى الإيحاء
	٤ ـ تجنب توجيه الأسئلة الحساسة التي تمس الحياة الخاصة للفرد
	جـــ مراجعة الاستبيان قبل التطبيق
	د ـ تفريغ البيانات
	ثالثاً ـ المقيم وأنواعها
٤٢	١ - القيم المتصلة
٤٢	٢ ـ القيم المنفصلة
٤٤	التوزيع التكراري
£ £	التوزيع التكراري
٤٤	التوزيع التكراري
£ £	التوزيع التكراري التكراري التوزيع القيم توزيعاً تكرارياً
1 t 1 t	التوزيع التكراري التكرار النسبي التكرار
££ ££ 0:	التوزيع التكراري
\$\$ 0: 01	التوزيع التكراري التكرار النسبي التكرار

٥٧	٢ ـ التكرار المتجمع النازل (النسبي والمثوي)
	رابعاً ـ توضيح المعلومات بالرسم
٦.	محاور تمثيل المعلومات بالرسم
٦.	طرق توضيح المعلومات بالرسم
٦٢	١ ـ المضلع التكراري
٦٥	أ ـ تعديل المضلع التكراري
77	ب ـ أسباب عدم تطابق المضلع مع المنحني الاعتدالي
٦٨	حــ استخدام المتوسطات المتحركة في تعديل المضلع التكراري
٧٣	ء ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المضلع التكراري
٧٣	١ ـ المقارنة في حالة عدم تساوي مجمّوع التكرارات
٥٧	٢ _ المقارنة في حالة تساوي مجموع التكرارات
٧٧	١ ـ المنحني التكراري
٧٨	أ_تعديل المنحنى التكراري
	ب ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحني في حالة عدم تساوي
۸.	التكرارات
٨٤	حــــ تعديل التكرارات المثوية
4	ء ـ المقارنـة بين توزيعين باستخـدام المنحنـى في حالـة تســـاوي
۸٥	التكراراي
۸٦	٧ ـ المدرج التكراري
۸٧	ا ـ تعديل المدرج التكراري
	ب ـ المقارنـة بين توزيعين بالمــدرج في حالــة عدم تســاوي
41	التكرارات
	حـ ـ المقارنة بين توزيعين بالمدرج في حالـة تسـاوي التـكرارات
۹.۸	توضيح
	_ ·

44	٤ _ التكرار المتجمع الصاعد بالرسم
٩ ٤	<ul> <li>توضيح التكرار المتجمع النازل بالرسم</li></ul>
	أسئلة للمراجعة العامة للجزء السابق
٠.,	خامساً: مقاييس النزعة المركزية والمتوسطات؛
١٠١	١ ـ المتوسط الحسابي (الوسط الحسابي)
۱۰۲	أ ـ الطريقة الشائعة
۱۰۳	ب ـ طريقة مراكز الفئات
١٠٥	حـ ـ الطريقة المختصرة
۱۰۸	٢ ـ الوسيط (الأوسط)٢
۱۰۸	أ ـ حساب الوسيط من القيم الخام
	١ _ في حالة الإعداد الفردية
١٠٩	٢ ـ في حالة الإعداد الزوجية
١١٠	ب ـ حساب الوسيط من الجدول التكراري
	جـ ـ حساب الوسيط عن طريق الرسم
110	٣ ـ المنوال
۱۱٥	أ ـ حساب المنوال من الجدول التكراري
117	ب ـ حساب المنوال عن طريق الرسم
119	العلاقة بين المتوسطات الثلاثة
۱۲۱	الحصول على قيمة المتوسطات في حالة غياب أحدها
۱۲۳	تمارين على المتوسطات
140	سادساً _ مقاييس التشتت
170	مقلمة
177	١ ـ المدى المطلق
	٢ ـ نصف المدى الربيعي ٢

144	استخدام الربيع في استخراج المجموعات المتطرفة من التوزيع
	٣ ـ الانحراف عن المتوسط
١٣٠	أ_حساب الانحراف عن المتوسط من القيم الخام
144	ب ـ حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري
127	٤ - الانحراف المعياري
. ۱۳۳	أ ـ حساب الانحراف المعياري من القيم الخام
- 175	ب ـ حساب الانحراف المعياري من الجدول التكراري
187 -	تمارين على مقاييس التشتت
۱۳۸ -	سابعاً ـ المعايير
۱۳۸ .	١ ـ الدرجة المعيارية
11.	تحويل الدرجات المعيارية للقيم الأصلية
	٧ ـ الدرجة التائية
11.	٣ ـ المثين
187	تمارين
	الجزء الثاني
	الإحصاء التطبيقي
127.	أولاً _ معاملات الارتباط
	مقدمة
10.	١ - معامل ارتباط الرتب
107.	أ_خطوات حساب معامل ارتباط الرتب
	ب ـ حساب معامل ارتباط الرتب في حالة تكرار القيم في المتغيرين
	<ul> <li>حــ حساب معامل ارتباط الرتب في حالة انقسام المتغيرين انقسام</li> </ul>
	فرعيــاً فــي المتغيرين

00	تمارين
۱٥٩	حدود معامل الارتباط
١٥٩	أ ـ من خلال النظر للرتب
171	ب ـ من خلال جدول الانتشار
170	تمارين
179	٢ ـ معاملات ارتباط بيرسون
۱۷۰	أ ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات
۱۷٦	ب _ معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام
179	حـــ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار
۱۸۳	تمارين
۱۸۸	٣ ـ معامل التوافق٣
۱۹۰	٤ _ معامل ارتباط فاي
197	ه _ معامل الارتباط الثنائي
197	جدول ارتفاعات (ص) ومساحات المنحنى الاعتدالي
۱۹۸	حساب دلالة معامل الارتباط
۲.,	جداول دلالة معامل الارتباط
7 • 7	تعليق على معاملات الارتباط
7.7	تمارين
417	ثانياً ـ الدلالة الإحصائية
	أولاً ـ الخطأ المعياري للعينة
	الخطأ المعياري
	١ - الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي
	٢ ـ الخطأ المعياريّ للانحراف المعياري
	٣ ـ الخطأ المعياري للوسيط

44.	<ul> <li>٤ ـ الخطأ المعياري للنسبة والنسبة المئوية</li></ul>
**1	ه _ الخطأ المعياري لمعامل الارتباط
***	نانياً - مقاييس الدلالة الإحصائية
414	١ ـ مقياس مربع كاي (ك٢)
277	أ ـ حساب دلالة فيمة كالسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسي
777	ب ـ استخدام كأ في حساب مدى انطباق التوزيع
**	جـ ـ دلالة كأ عند حساب مدى انطباق التوزيع
	ء _ حساب قيمة كأ من الجدول المزدوج
۲۳.	هـ ـ حساب معامل التوافق من كالسيسيسيسيسيسيسيسيسي
1,11	٢ ـ اختبار وت،
141	أ ـ قانون اختبار وت، في حالة تساوي العدد في المجموعتين
	ب _ قانون اختبار دت» في حالة اختلاف العدد في المجموعتين
	جـ ـ مستوى الدلالة الإحصائية (ألفا)
777	أمثلة
222	١ _ حساب اختبار (ت» في حالة تساوي العدد في المجموعتين
244	أولاً _ من القيم الخام
140	انياً ـ من الجدول التكراري
, ۲۳۷	٧ _ حســاب اختبــار «ت؛ في حالة اختلاف العدد في المجموعتين
۳۷ .	اولاً _ من القيم الخام
۳۸ .	ثانياً _ من الجدول التكراري
٤٠	غار ت
٤١	٣ ـ درجة الحرية
٤١	<ul> <li>٤ ـ الدلالة والفرض (واحد الذنب ثنائي الذنب)</li> </ul>
£ Y	٣ _ حساب الدلالة الإحصائية في المنهج القبلي _ بعدي
	٤٧V
	•17

٤ ـ دلالة الفرق بين معاملات الارتباطه.
٥ ـ دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية
أولاً _ في حالة العينات الكبيرة
ثانياً ـ في حالة العينات الصغيرة
البحزء الثالث
الإحصاء المتقدم
مقدمة
أولاً _ معاملات الارتباط الخاصة بمشاكل البحوث
١ ـ العلاقة المستقيمة والمنحنية
أساليب الكشف عن العلاقة: مستقيمة أم منحنية
أ ـ بالرسم البياني ٩
ب ـ المتوسطات الحسابية للمتغيرين من، ص
حــــــ اختبار مدى دلالة التوزيعين س، ص ٣١
٢ ـ نسبة الارتباط
٣ ـ معامل الارتباط الجزئي
العلاقة بين الارتباط الجزئي ومعادلة الفروق الرباعية في التحليل
العامليه/
ع ـ معامل الارتباط المتعـدد
أولاً ـ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتبـاط ٢٠,٠ فمــا
فوق \$\
ثانياً ـ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط الأقــل من
٠, ٢٥
٧٠ ـ الانحدار والتنبؤ

440	مقدمة
7.17	فائدة الانحدار
7.47	خطوات حساب الانحدار
791	ثانياً ـ تحليل التباين
791	خسطولاً - تحليل التباين البسيط
	استخدام تحليل التباين في حساب تجانس العينة
797	مثلنياً ـ تحليل التباين ذو الاتجاهين (البارامتري)
797	١ ـ تحليل التباين ذو الاتجاهين (قيمة واحدة)
4.1	٢ ـ تحليل التباين ذو اتجاهين (عدة قيم)٢
411	صفالناً _ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (البارامتري)
717	١ ـ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (قيمة واحدة)
444	٢ ـ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (أكثر من قيمة)
777	رابعاً ــ المقارنة الزوجية بين المتوسطات في تحليل التباين
487	ثالثاً ـ المقاييس اللابارامترية
717	مقدمة
717	١ ـ اختبار الوسيط
401	۲ ـ اختبار مجموع الرتب
700	جداول دلالة اختبار واحدأو ثنائي الذنب
<b>70</b> V	رابعاً ـ حساب دلالة النسبة المثوية
<b>70</b> V	أولاً _ الدلالة للنسبة المئوية غير المرتبطة
۳0۸	١ ـ الطريقة الأولى
٣٦.	٢ ـ الطريقة الثانية
٣٦١	٣ ـ الطريقة الثالثة
٣٦٢	ثانياً _ الدلالة للنسبة المثوية المرتبطة
	279

۳٦٦	خامساً ـ التحليل العاملي
<b>477</b> 7	مقدمة
۳٦٧	هدف التحليل العاملي
۳۷۰	نظرية العاملين في التحليل العاملي
<b>*</b> YY	طرق التحليل العاملي
۳۷۲	١ ـ طريقة الجمع البسيط
۳۸۲	٧ ـ الطريقة المركزية
٤٠٧	تدوير المحاور
٤١٤	التفسير النفسي للعوامل المتعامدة
£19	سادساً _ مراجع الكتاب
	سابعاً ـ فهرس الكتاب

